02

الإحصاءالنفسى

الأستاذ الدكتور محمود عبد الحليم منسى استاذ الإحصاء والقياس النفسى كلية التربية - جامعة الاسكندرية







العُمْسِلِ الأولِ

أهمية الاحصاء الوصفي ِ في البحوث النفسية والتربوية

أهمية دراسة الأحصاء الوصفى

حيث أن معظم البحوث والدراسات النفسية والتربوية تقوم على أساس دراسة العلاقات المتبادلة بين عدد من المتغيرات أو المقارنة بينها في مجموعات مختلفة من الأفراد، فإن علم الإحصاء هو العلم التي يستطبع أن يمد الباحث بالأساليب الإحصائية المناسبة لتحليل البيانات الخاصة بالبحوب والدراسسات التي يقوم بإجرائها، ومن ثم يمكن القول بأن هناك صلة وتيقة بيس الاحصاء والبحوث في العلوم الانسانية بعامة والبحوث النفسية والتربوية بحاصة وتتضح أهمية الاحصاء في البحوث النفسية والتربوية من خلال مراحل البحث المختلفة.

فعندما نكون بصدد وضع إطار عام أو خطة لبحث ما فإن على الباحث أن يكون على دارية بأسلوب العمل الإحصائي المناسب من حيث تحديد واختيار أداة علمية دقيقة من أدوات البحث العلمي لدراسه الطواهر النفسية والتربوية المختلفة، وقد يتبع الباحث الخطوات التالية أثناء دراست لأحد الظواهر:

(١) تحديد المشكلة موضوع الدراسة

إن الدراسة الموضوعية لأى ظاهرة هي أحد أهداف البحث العلمي، وكي تتم دراسة الظواهر المختلفة بطريقة موضوعية ينبغي أن تكون دراستها شاملة لكل جوانب الظاهرة بحيث تبدأ من منطلق مدروس لمشكلة محددة من حيث الأبعاد والعمق. وينبغي على الباحث مراعاة ما يلى عند تحديده لمشكلة البحث:

- أ موضوعية البحث وإمكانية تنفيذه عملياً.
- ب وضوح الرواية لكل جوانب المشكلة (متغيراتها والعوامل المحددة لها).
 - ج إمكانية الحصول على المعلومات المطلوبة التنفيذ البحث.
 - د احتواء البحث على عنصر التجديد والابتكا.
 - ه قابلية الحقائق الموجودة في الظاهرة موصوع البحث للقياس.
 - و توفر الامكانات الكافية للانفاق على المحت
 - ر نوفر الوقت الكافي لندراسة لمشكله

٢) موحلة جمع البيانات

وهده المرحلة نعد من حرحل الهامه التي لايمكن بجاهلها، فتوفر البيانات الدقيقة والسليمة عن الظوهر والمتغيرات موضع البحث يزيد من درجة الدقة في النتائج المستخلصة ويساعد على اتخاذ قرارات موضوعية. وبصفة عامة تتعدد وتنوع مصادر جمع البيانات لأنها تتوقف على طبيعة البحث ونوعه وإمكاناته ومن هده المصادر ما يلى

أ المصدر غير المباشر للحصول على البيانات

هذا النوع من المصادر يوفر للباحث البيانات جاهزة ومبوبة، دون ان يسلّل في دلك مجهوداً عن طريق المصادر الثانوية مثل النشرات والدوريات العلمية.

ب - المصدر المباشر للحصول على اليانات

عنى هذا النوع من المصادر يعتمد الباحث عند الحصول على البيانات الخاصة بموضوع بحثه على المصادر الأولية لهذه البيانات ويقوم بإعدادها وتجهيزها بطريقة مباشرة ودون الاعتماد على ما نشر من بيانات قبل ذلك أو البيانات التي لم تقم أى جهة أخرى بتحليلها.

(٣) مرحلة تصنيف البيانات وتبويبها:

وفى هذه المرحلة من مراحل العمل الاحصائى فى البحث، يقوم الباحث بتلخيص البيانات فى جداول أو رسوم بيانية، ثم تصنيفها حسب أهداف البحث ويستخدم الباحث فى سبيل ذلك عدة طرق إحصائية كالترتيب أو الوصف الإحصائى.

(٤) مرحلة تحليل البيانات إحصائياً :

يحاول الباحث في هذه المرحلة أن يحلل البيانات التي حصل عليها من الحطوة السابقة وباستخدام الأسلوب الإحصائي المناسب، ثم يقدم تفسيراً لما حصل عليه من نتائج، ولابد أن يقدم الباحث أسباباً قوية لقبول أو رفض أي فرض من فروض البحث، ويمكن أن يكون التفسير قائماً على أساس حدود الدراسة مثل عينة الأفراد الدين أحريت عليهم الدراسة والأدوات المستخدمة في حمع البيانات

بعد اختيار عينة البحث من أصعب الأمور التي يقوم بها الباحث في العلوم الإنسانية والسلوكية والإجتماعية بعامة وفي العلوم النفسية والتربوية بخاصة، وذلك لأنه لكي تمثل العينة خصائص المجتمع فإنه ينبغي تحديد حجم مناسب لهذه العينة بالنسبة للمجتمع الأصلى المراد دراسة خصائصه. ولا توجد قواعد ثابتة لتحديد حجم العينة في كل البحوث، لأن حجم العينة ينوقف على طبيعة المجتمع الأصلى وعلى نوع البيانات. وعينة البحث في أي دراسة تتكون من مجموعة من الأفراد الذين يقع عليهم الاختيار لكي يمثلوا خصائص المجتمع تمثيلاً تاماً. وفيما يلى حطوات اختيار أفراد العينة في البحث النفسي والتربوي.

خطوات اختيار عينة البحث :

(١) تحديد المجتمع الأصلى:

في هذه الخطوة ينبغي على الباحث أن يتعرف بدقة على الأفراد الذيسن يكونون هذا المجتمع وعلى أهم خصائصهم.

(٢) عمل قائمة بأسماء أفراد مجتمع البحث الأصلى:

قد يحصل الباحث على قائمة بأسماء أفراد مجتمع بحثه الأعملى جاهزة أو معدة من قبل، وقد يعد هذه القائمة بنفسه إذا لم تكن معدة من قبل. وينبغى على الباحث التأكد من أن هذه القائمة تشتمل على جميع أفراد المجتمع الأصلى.

(٣) اختيار بعض الأفراد من القائمة :

يتم إختيار بعض الأفراد من القائمة بحيث يمثلوا المجتمع الأصلى كله من حيث الخصائص المطلوب دراستها يقدر الإمكان.

(٤) ينبغى أن يكون حجم العينة المختارة مناسباً وكافياً ويتحدد حجم العينة بعوامل ثلاثة هي:

أ - طبيعة المجتمع الأصلي.

ب - مدى تعميم ننائج البحث.
 ج - درجة الدقة المطلوبة.

طرق اختيار عينات ممثلة للمجتمعات الأصلية:

(١) العينة العشوائية:

لاختيار عينة عشوائية ممثلة للمجتمع الأصلى، ينبغى أن يوفر الباحث الشروط التي تضمن أن يكون لكل فرد من أفراد المجتمع الأصلى فرصة متساوية لأن يكون ضمن العينة.

وقد تستخدم في هذه الطريقة وسائل آلية تساعد على منع الباحث من التحييز في اختيار أفراد العينة، كما قد تستخدم جداول احصائية للأعداد العشوائية، ويتلخص استخدامها في أن يعطى الباحث لأفراد المجتمع الأصلى أرقاماً مسلسلة ثم يبدأ من أى نقطة في جدول الأعداد العشوائية ويقرأ الأعداد بالترتيب في أى إتجاه (أفقياً أو رأسياً أو قطرياً). وحيثما يقرأ عدداً يتفق مع الرقم على بطاقة فرد من الأفراد، فإن البحث يختار هذا الفرد في العينة، ويستمر الباحث في القراءة حتى يحصل على العدد المطلوب للعينة.

ويمكن تقسيم هذا النوع من العينات إلى الأنواع الفرعية التالية:

أ - العينة العشوائية البسيطية :

ويتم احتيار أفراد هذا النوع من العينات بطريقة القرعة، وفي هذه الطريقة تكتب أسماء جميع أفراد المجتمع الأصلى في بطاقات صغيرة. ثم تطبق هذه البطاقات بحيث تختفي الأسماء ثم تخلط هذه البطاقات بعد تطبيقها جيداً في إناء ثم نختار بالصدفة عدد الأفراد الذي نحدده للعينة.

ب - العينة العشوائية المنتظمة :

فى هذه الحالة يقسم المجتمع الأصلى إلى مجموعات متساوية فى العدد، ويتم إختيار مفردات كل مجموعة لها نفس الترتيب العشوائي. فمثلاً إذا كان عدد كل مجموعة عشرة أفراد وتم إختيار الفرد ورقم ٥ عشوائياً فتكون مفردات العينة العشوائية المنتظمة هي ٥، ١٥، ٢٥، ٣٥، ٤٥، وهكذا.

ج - العينة الطبقية:

لاختيار عينة طبقية يتبع الساحث ما يلي

- يقسم المجتمع الأصلى إلى صفاته الرئيسية المنصلة بهدف التجربة أو هدف البحث.
 - تحدد نسبة عدد أفراد كل قسم إلى المجموع الكلى للأفراد.
- تختار العينة العشوائية الممثلة لتلك الأتسام بما يتناسب وحجمها وأهميتها.
- تجمع العينات العشوائية في مجموعة واحدة هي العينة العشوائية الطبقية.

د - العينة العشوائية المساحية :

وهي عينة تمثل المجتمع الأصلي من حيث التوزيع الجغرافي الأفراد، فمشلاً إذا أردنا اختيار عينة من الأطفال الذين تتراوح أعمارهم فيما بين ١٦،١٦ سنة من أطفال المدارس الابتدائية بالمملكة العربية السعودية، فإننا نقسم المملكة إلى مناطق ثم نقسم كل منطقة إلى أقاليم ثم نقسم كل أقليم إلى أحياء سكنية وهكذا إلى أن نتوقف عند مرحلة معبنة. ويتم اختيار الأفراد عشوائيا من الوحدات التي تكونت بطريقة عشوائية.

هذا وتوجد أنواع أخرى من العينات غير العشوائية التي يتدخل فيها حكم الباحث منها ما يلي:

أ - العينة الحصصية:

وهذا النوع من العينات مماثل للعينة الطبقية فيما عدا طريقة اختيار الأفراد من كل طبقة، ففي العينة الطبقية يكون الاختيار عشوائباً، أما في العينة الحصصية فيكون الاختيار انتقائباً حسب امكانية الباحث في الحصول على أفراد لهذه العينة بشرط أن يحصل على الحصة المطلوبة من كل طبقة أو فئة.

ب - العينة العمدية:

فى هذه الطريقة يعتمد الباحث على خبرته فى أن يختار بطريقة مقصودة مجموعة أفراد معينين نظراً لأن الدراسات السابقة قد أشارت إلى أن هذه المجموعة من الأفراد تمثل فى خصائصها خصائص المجتمع الأصلى.

وهذه الطريقة نادرة الاستخدام في العلوم السلوكية والإنسانية نظراً لعدم وجود منطقة محددة بها أفراد ذوى حصائص ومميزات مجتمع أصلى بعينة ويمكن أن تمثله تمثلاً تاماً.

ج - العينة العرضية :

إذا كان الباحث لا يستطيع اختيار أفراد عينة بحثه بأى من الطرق السابقة فإنه يختار أى مجموعة من الأفراد بطريقة عرضية، أى يحتار مجموعة من الأفراد المتاحين وقت إجراء البحث، ولكن في هذه الحالة لا يستطيع الباحث أن يعمم نتائح بحثه لأن هذه العينة لا تمثل إلا مجموعة الأفراد المكونة منهم.

المتغيرَات في البحث النفسي وَالتربَـوى

يمكن تعريف المتتغيرات في البحوث المختلفة على أنها مجموعه من المثيرات والاستجابات التي تتفاعل فيما بينها لتخلق نوعاً من العلاقات التي يريد الباحث أن يختبرها ويتحقق منها، ومن المعلوم أن خصائص الأفراد تختلف من فرد لآخر داخل المجتمع الأصلى، ويطلق على هذه الخصائص اسم المتغيرات. والمتغير هو تلك الخاصية القابلة للتغير من فرد لآخر في المجتمع ومن أمثلة ذلك: الوزن، الطول، الدخل، الجنس، مستوى التعليم، المهنة، العمر، ...

. وقبل التعرض لوصف المتغيرات وأنواعها المختلفة يوضع الكاتب معنى الثوابت.

السوابت:

هي متغيرات يقوم الباحث بتثبيتها ولايسمح لها بالتغير، أو هي متغيرات ليس

عها إلا قيمه واحدة علميعتهما

أنواع المتغيرات:

تصنف متغيرات البحث إلى عدة أنواع ولكن هناك نوعين أساسيين من المتغيرات هما:

Qualitative Variables

(١) المتغيرات النوعية

وهى متبرات وصفية أو متغيرات نصنبفية، أى أن كل فرد ينضم لمجموعة معينة أو إلى فئة معينة حسب امتلاكه لصفة معينة، ومن أمثلة هذا النبوع من المتغيرات، المستوى الاجتماعي الثقافي، المستوى الاقتصادى، الجنس، الفرقة الدراسية، لون بشرة الوجه، ومكان الإقامة. وأسط هذا النوع من المتغيرات هو المتغير ثنائي القيمة مثل الجنس (ذكر/ أنثى)، والتصنيف هنا يتم على أساس امتلاك الفرد للخاصية أو عدم امتلاكه لها وبدلك ينقسم أفراد المجتمع إلى فسمين فقط (ذكور وإناث).

Quantitative Variables

(٢) المتغيرات الكمية

وهذا النوع من المتغيرات يقاس يمقداره مثل الوزن والعمر والدرجات التحصيلية للأفراد ودرجات حرارة الجو في أيام الأسبوع المختلفة، وقيمة استهلاك التيار الكهربي في شهور السنة المختلفة. أو إبراد قناة السويس أيام الأسبوع المختلفة، أو أطوال وتلاميذ أحد المدارس الابتدائية. ونلاحظ وجود اختلاف بين متغيرات هذا النوع ويشتمل هذا النوع من المتغيرات على نوعين فرعيين هيا:

Continous Variables

أ - المتغيرات المتصلة

وهي متغيرات يمكن أن تأخذ أى قيمة عددية في مدى معين مثل الدخل والورد وقيمة استهلاك التيار الكهربي في شهر السنة المختلفة، وفي هذا النوع من المتغيرات يمكن أن يكون قياسها بدرجة احتبارية من الدقة، فمثلاً يمكن

فياس العمر لأقرب سنة أو لأقرب شهر أو لأقرب أسبوع. وعليه فإن المتغير المتعبر المتعبر المتعبر المتعبر المتعبر المتعبر المتعبر التعبر الت

Discrete Variables

ب - المتغيرات المنفصلة

ويطلق على هذا النوع من المتغيرات عدة أسماء مثل المتغيرات المنقطعة أو المتغيرات الوثابة، وهي متغيرات تأخذ قيماً عددية محددة، مثل عدد طلاب كلية التربية بجامعة الملك عبد العزيز خلال السنوات الخمس الماضية أو عدد خريجي الأقسام المختلفة لكلية الآداب بجامعة الملك عبد العزيز خلال العشر سنوات المنقصلة نظراً لعدم وجود سنوات المنقصلة نظراً لعدم وجود قيم كسرية للمتغير ويمكن تصنيف المتغيرات المستخدمة في البحوث النفسية والتربوية بخاصة والبحوث في المجالات الانسانية والاجتماعية بعامة الى خمس أنواع هي كما يلي:

Independent Variable

١ - المتغير المستقل

ويطلق على هذا النوع من المتغيرات اسم العوامل المثيرة، وهو المتغير الذى يعتبره الباحث المؤثر الأساسى فى الظاهرة أو السلوك الذى يلاحظة أو يـدرسه ويسمى هذا المتغير بالمتغير التجريبي Experimental Variable لأن الباحث يخصصه للتجريب عن طريق تغييره لمعرفة تأثيره.

Dependent Variable

٢ - المتغيرالتابع

ويسمى هذا النوع من المتغيرات بمتغير الاستجابةResponse Variable، وهو ما ينتج من أثر للمتغير المستقل، أى أن قيمة هذا المتغير تتأثر بتغير قيمة المتغير المستقل. ويوجد نوعان من العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع

Discrete Relation

أ - علاقة منقطعة

وتتمثل فى فحص وجود أو عدم وجود تأثير للمتغير المستقبل على المتغير التابع. وتتمثل في فحص مدى استمرار تأثير المتعير مستعل على المنغير التابيع ودرجات هذا التأثير

Moderator Variable

٣ - المتغير الوسيط

يعتبر هذا المتغير من المتغيرات المستقلة من الدرجة الثانية، بمعنى أن الباحث يقوم تغير هذا المتغير لمعرفة تأثيره على العلاقة بين المتغير المستقل والمتغيرالتابع. أى دراسة ما إذا كان هذا المتغير يزيد أو ينقص من أثر المتغير المستقل في المتغير التابع.

Control Variable

٤ - المتغير المثبت

وهو المتغير الذي يقوم الباحث ببتحديده وإلغاء أثره على المتغير المستقل، وذلك حتى يتمكن الباحث من دراسة أثر المتغيرات الوسيطة.

طويقة تثبيت المتغيرات المستقلة

أ - إهمال أثره نهائياً والغائـه.

ب - مساواته في كل المجموعات التجريبية (أي أن يكون موجبوداً بنفس الدرجة لدى جميع أفراد العينة).

ج - العشوائية في احتيار العيسة

Intervening Variable

٥- المتغير المتداخل

وهو المتعير الذى يؤثر في الظاهرة التي يدرسها الباحث ولكنه لايتمكن من ملاحظته أو قياسه، بينما نستدل على أثره من خلال تأثيره في المتغير التابع عن طريق تأثيره في كل من المتغيرات المستقلة والوسيطة. ويختلف هذا النوع من المتغيرات السابقة فيما يلى:

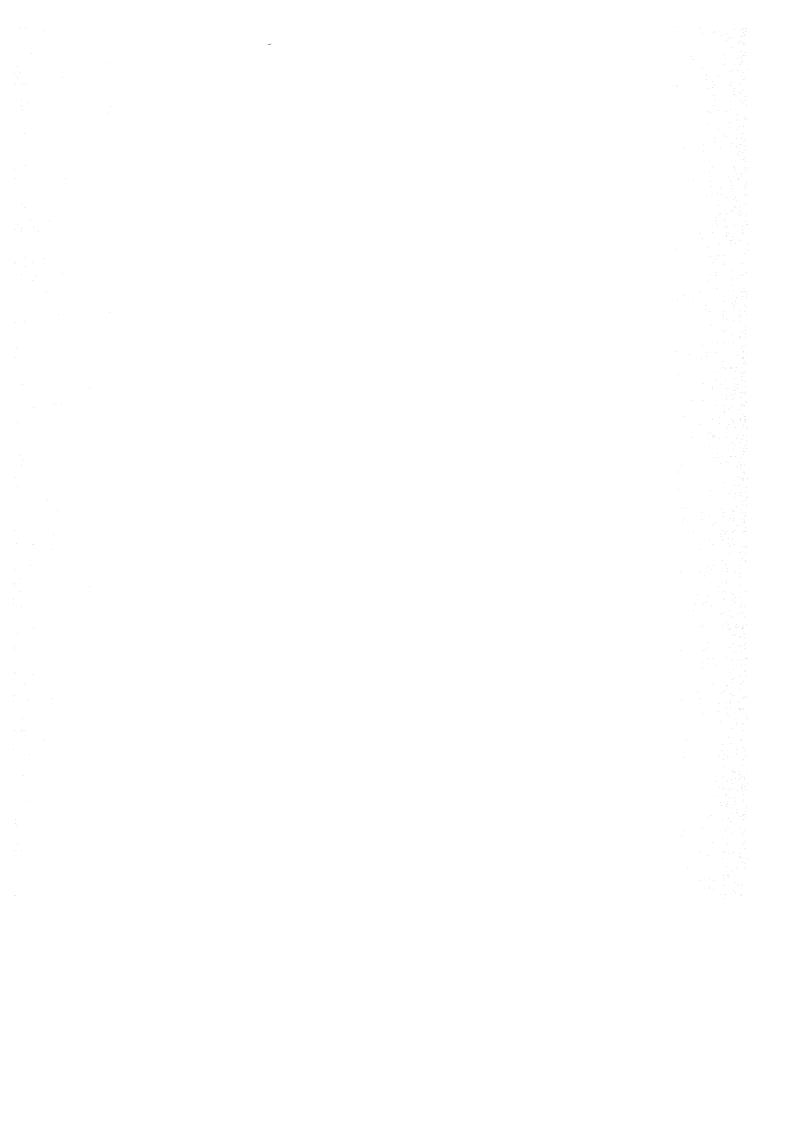
أ - المتغير المتداخل هو متغير فكرىConceptual Variable بينما بقية المتغيرات إجرائية Operational

ب المتعبرات المتداخلة لايمكن ملاحظتها وتحديد تأثيرها المباشر ولا يمكن قياسها وإنما يستدل عليها.

ج - أثر المتغيرات المتداخلة على المتغيرات المستقلة يعتبر تاثيرا عير مباشراً وتعتبر المتغيرات المستقلة بمثابة مدخلات Inputs والمتغيرات التابعة بمثابة مخرجات Outputs أما المتغير المتغيرات المتداخلة فتقع بين المدخلات والمخرجات.

القصل الثاني

التوزيعات التكرارية Frequency Distribution



يهدف التوزيع التكراري إلى تبسيط العمليات الإحصائية، وذلك بعرض البيانات في صورة ميسرة ومناسبة. كما يهدف عمل التوزيعات التكرارية للبيانات أيضاً إلى صياغتها صياغة عملية تبين أهم المميزات الرئيسية لهذه البيانات.

العلامسات التكرارية

يرمز لتكرار أى درجة مرة واحدة بالرسز(/)، ويرسز المتكرار مرتيس بالرسز (//)، كما يرمز للتكرار ثلاثة مرات بالرمز (///) ونستمر في هذه العملية حتى نصل إلى الرمز (///) لتوضيح التكرارات لخمس مرات ويطلق على هذا الرمز الأخير اسم الحزمة.

مشال (۱-۲): الدرجات التالية تمثل درجات ، ه طالب في امتحان مقرر علم النفس التربوي:

٥	7	7	۲	٦	٧	٦	٥	٥	٦
٥	٧	٨	٥	٧	7	7	٧	٧	٧
•	٣	7	٧	٧	٦	٨	٤	٧	٦
٤	٥	٧	٧	٧	٩	٥	٦	٦	٦
٩	٥	٨	٦	٦	٥	٦	٣	٦	0

جدول (٢-١) يوضح طريقة حساب التكرارت من العلامات التكرارية

التكرار	العلامات التكرارية	الدرجة
1	1	۲
۲	11	٣
۲	11	٤
11	I MI MI	٥
۱۷	II IN IN IN	٦
17	II MU MU	٧
7	///	٨
7		٩
٥.		المجموع

الفئسات التكسراريسة

- عندما يزداد تشتت درجات مجموعة من الأفراد في أحد الاختبارات النفسية أو التحصيلية (اختبار التفكير مثلاً) كأن تكون أقبل درجة هي ٥ وأعلى درجة هي ٣٠٠ فإن الجدول التكراري يصعب تسجيله بصورة واضحة، ففي مثل هذه الحالات يستحسن جمع هذه الدرجات في فئات تحتويها وترصدها في صورة موجزة بسيطة.

مثال (۲-۲):

فيما يلى الجدول (٢-٢) يبن توزيع تكرارى يصنف ٥٥ طالباً حسب درجاتهم التحصيلية في أحد مقررات الإحصاء التربوي. وقد قسمت الدرجات إلى فئات طول كل منها ٥.

حدول (۲-۲) التوزيع التكراري لدرجات ٥٥ طالباً في التحميل الدراسي لـلاحصاء

التكوار	العلامات النكرارية	الدرجة
Y	/	77-17
٤	////	* Y-11
~	1 /11/4 -	77-77
٨	III 1541	TV-TT
17	II NU NU	£7-7A
٧	11 1141	£ V-£ T
	M	07-11
11	I MU INI	٥٧-٥٣
. 00		المجموع

رقد كتبت فئات الدرجات في الجدول السابق موضحاً فيها الحد الأعلى والحد الأدنى لكل فئة، والفئة مثلاً ١٨-٢٢ تعبر فئة الدرجات من ١٨ إلى ٢٢ وطول هذه الفئة هو ٥ درجات. ويتضح من الجدول أن الفئات الواردة فيه لا تشتمل إلا على الدرجات الصحيحة فقط، وقد تحتوى بعض الفئات في كثير من الأحيان على كسور، لذلك فإنه يفضل أن تكون الدرجات كما هو موضح بالجدول رقم (٢-٢).

جدول (٣-٢) لتنات الدراجات وتكوار كل فنة

التكرار	الفئة
۲	-17
٤	-77
٦	- ۲۸
٨	-44
17	-47
٧	-17
٥	- ٤٨
11	-07
٥٥	المجموع

فالفئة (۱۸) تدل على جميع الدرجات الصحيحة والكسرية ابتداءً من الدرجة ۱۸ إلى كل درجة أقل من ۲۳، وتكون الفئة الأعلى منها مباشرة هي (۲۳) التي تشمل جميع الدرجات أبتداً من ۲۳ لغاية أقل من ۲۸ والفئة الأعلى مباشرة من هذه الفئة هي (۲۸-) وهكذا.

ويسمى الجدول رقم (٣-٢) بالجدول التكرارى Frequency Table ويطلق عليه اسم التوزيع التكرارى Frequency Distribution وذلك لأنه يدلنا على عدد مرات تكرار فقة من فقات الدرجات في المجموعة الأصلية المكونة من درجة.

عدد الفشات ومداها:

يرتبط عدد الفئات إرتباطاً وثيقاً يمدى طول كل فئة وحدودها، فعندما يـزداد طول الفئة في أى توزيع تكرارى فإن عـدد الفئات يقـل تيعـاً لــذلك والعكس بالعكس. ويستحسن أن يكون عـدد فئات الدرجـات محصوراً بيـن ١٠، ٢٠ فئة حتى يكون معقولاً ومناسبـاً.

حساب مدى الفئة

١- المدى المطلق = الحد الأعلى للفئة - الحد الأدنى للفئة.

٢ - المدى الكلي = المدى المطلق + ١.

ويضاف الواحد الصحيح لأنه بطرح الحد الأدنى من الحد الأعلى للفئة يكون الناتج أقل من عدد الدرجات بواحد.

حساب عدد فتات الدرجات:

يستخرج عدد فئات الدرجات باتباع الخطوات التالية:

١ - نبحث عن أكبر درجة وعن أصغر درجة.

٢ - نحسب المدى الكلى للدرجات كما يلى:

المدى الكلى = أكبر درجة - أصغر درجة + ١

٣ - نقسم المدى الكلى على عدد مناسب من الفئات بحيب يتراوح بيس ١٠

و ۲۰ فئة.

٤ - نحدد طول الفئة من المعادلة التالية:

طول الفئة = <u>المدى الكلى</u> عدد الفئات

التوزيع التكراري النسبي

فى بعض الأحيان لايكون عدد الأفراد هو المهم ولكن النسبة المئوية لعددهم هى الأهم كما فى حالة الاقتراع فى الانتخابات النيابية. ويمكن عمل التوزيع التكرارى العادى وذلك بحساب احتمال التكرار وهو يساوى

التكرار عدد الدرجات

لكل فئة ثم نحسب النسبة المئوية لتكرارات كل فئة وتساوى حاصل ضرب احتمال التكرار في ١٠٠٠

مثال (۳-۲): فيما يلي درجات ٥٠ طالب في اختبار للميـول العلميـة:

) A1	٨٢	77	٧٠	٧٢
٨٠	7.7	97	٨٦	٦٨
7.7	۸٧	٨٩	٨٥	۸۲
۸٧	٨٥	٨٤	٨٨	۸۹
۲۸	٨٦	٧٨	٧٠	۸۱
٧.	٦١	٨٨	٧٩	79
٧٩	٨٦	٦٨	٧٥	٧٧
٩.	٨٦	٧٨	٨٥	٨١
٦٧	٩١	人为	٧٣	٧٧
۸٠	٧٨	٧٦	۲۸	٨٢

أ – كون جدول توزيع تكرارى بطول فغة قدرة ٣.

ب - كون جدول توزيع تكراري نسبي للبيانات السابقة.

(ب) جدول (۲-۵) التوزيع التكراري النسبي

(i) جدول (۲-3) فئات الدرجات والتكرارات

					المناس المعار بعا
//.	احتمال	فئات	لتكرارات	العلامات	- Jei
للتكرار	التكرار	الدرجات		التكرارية	فئات ا
٤	٠,٠٤	-71	Y		الدرحات
		-71		//	-71
1.	٠,١٠	-17	 	•	-72
1.			0	<i>M</i>	-74
	٠,١٠	-٧.	0	M	-y.
٤	٠,٠٤	-77	7	//	-77
17	٠,١٢	-77	7	1 1141	
71	٠,١٢.	-٧9	-		- ٧٦
14	.,17	-7.7			-٧9
۲.	٠,٢٠		, 7	/_////	7.4
		-40	1.	MI MI	-40
17	٠,١٢	_YY_	7	1 144	
۲	٠,٠٢	-91	1	1	
۲	٠,٠٢	-98	1	,	-91
					-98
			0.		

Graphic Representation

التمثيل البياني للتوزيقات التكرارية

قد يصعب على الفرد فهم خواص التوزيع التكراري من خلال النظر إلى جدول التوزيع التكراري جدول التوزيع التكراري جدول لهذا التوزيع، لذلك فإنه يمكن للباحث أن يحول جدول التوزيع التكراري إلى رسم بياني تتضح فيه خواص هذا التوزيع أوضح مما يكون عليه الجدول، ويتم ذلك بأى صورة من الصور التالية:

Histogram :

۱ – المدرج التكواري :

ويمكن الحصول على المدرج التكراري بتقسيم المحور الأفقى إلى أقسام

متساوية، بحيث يزيد على هذه الأقسام عن عدد الفئات بواحد على الأقل، ويمثل كل قسم من هذه الأقسام فئة من فئات الدرجات. ويبدأ تقسيم هذا المحور من اليسار بفئة أصغر من أى فئة بالجدول. ثم نقسم المحور الرأسى إلى عدد من الأقسام المتساوية يكون عددها أكبر مباشرة من تكرار أكبر فئة في التوزيع التكرارى. ثم نقيم على كل قسم من الأقسام الأفقية مستطيلاً ارتفاعه يساوى التكرار في الفئة التي يمثلها هذا القسم وهكذا نحصل على المدرج التكراري.

ولرسم المدرج التكراري ينبغي مراعاة ما يلي:

۱ - الشكل البياني له أحدهما أنقى والآخر رأسى وهذه يطلق عليها غالباً اسم
 المحاور الكارتيزية أو محور (س) ومحور (ص).

٢ - أنه من الشائع تمثيل فئات الدرجات على المحور الأفقى والتكرارات
 على المحور الرأسى.

٣ - يستحسن أن يكون المحورين عند نقطة الصفر بالنسبة لكل من المقياسين.
 ٤ - يكون الرسم البياني المصغر صعباً في عمله ويكون أيضاً صعباً في قراءته.
 فإذا كان المطلوب قراءة قيم على الرسم البياني فإن الرسم الأكبر يكون أفضل في تحقيق هذا الهدف.

ينبغى اختيار الوحدات المناسبة كأن يكون طول الوحدة على المحور الأفقى ممثلاً لطول الفئة لأو لنصف طول الفئة.

شال (۲-٤):

مثل التوزيع التكراري الموضع بالجدل التالي بيانياً:

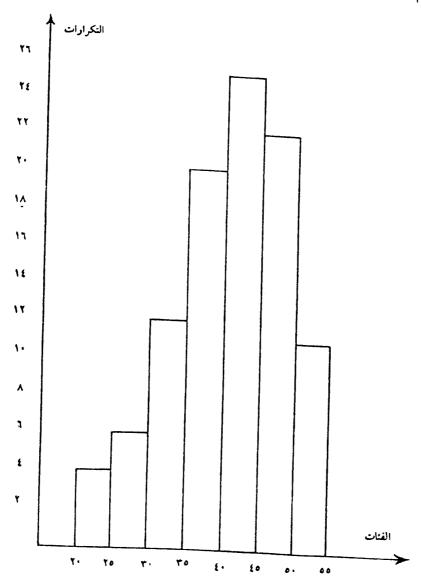
00-0.	- { 0	-1.	-40	-7.	-70	-7.	الفئة
11	77	70	۲.	17	٦	٤	التكرار

باستخدام المدرج التكراري:

لحـــــل

يبين شكل (٢ - ١) المدرج التكراري للبيانات الواردة في التوزيع التكراري المبين في مثال (٢ - ٤) حيث تم اتباع الخطوات التالية:

۱ – مثلت الفئات على المحور الاففى والتكرارت على المحور الرأسى.
 ۲ – مثلت كل فئة بواحد سنتيمتر وكل تكرار بنصف سنتيمتر.
 ۲ – تم رسم مستطيلات طول كلمنها يساوى تكرار الفئة وعرض يساوى اسم كما هو واضح فى شكل (۲ – ۱).



شكل (۱-۲) المدرج التكراري للتوزيع التكراري المبين بالمثال (۲-٤)

لتمثيل الجدول التكرارى بيانياً باستخدام المضلع التكرارى، نستعمل المصر الأفقى لتمثيل الفئات والمحور الرأسى لتمثيل التكرارت كما فى المدرج التكرار ونتبع نفس الخطوات التى اتبعت فى رسم المدرج التكرارى إلا أن التمثيل من يختلف حيث ينبغى تحديد مراكز الفئات وتوضع نقطة وحولها دائرة عند كل فئة مقابل تكرارها ثم نصل هذه النقاط بخطوط ويستحسن هنا إضافة فتتين أحداهما أقل من أصغر فئة فى التوزيع التكرارى والأخرى أعلى من أكبر فئة في التوزيع التكرارى والأخرى أعلى من أكبر فئة فيه. ويكون تكرارهما بالطبع صفراً.

منال (۲-٥):

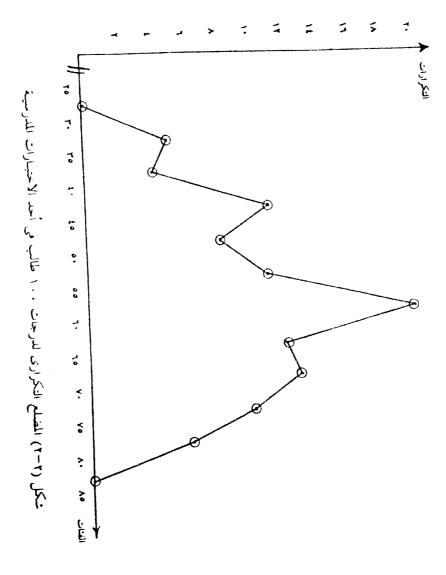
مثل البيانات الواردة في الجدول التالي الذي يبين فئات درجات مجموعة مكونة من ١٠٠ طالب في أحد الاختبارات المدرسية بياناً باستمرار المضلع التكراري:

٧٠-٧٥	-γ.	-70	-7.	-00	-0.	- <u> </u>	-{.	-70	-٣.	فئات الدرجات
*1	١.	18	17	۲.	11	٨	11	٤	٥	التكرارات

حـــــل

جدول (۲–۹) فتات الدرجات ومراكز الفتات والتكرارات

التكرارات	مراكز الفئات	ed di s
٥		فئات الدرجات
-	77,0	-7.
٤	٣٧,٥	-70
11	17,0	-{.
٨	٤٧,٥	-10
11	07,0	-0.
۲.	٥٧,٥	-00
17	77,0	
. 17	٦٧,٥	-7.
1.		-70
	٧٢,٥	
1	۷۷,۵	AVo



(٣) المنحنى التكراري

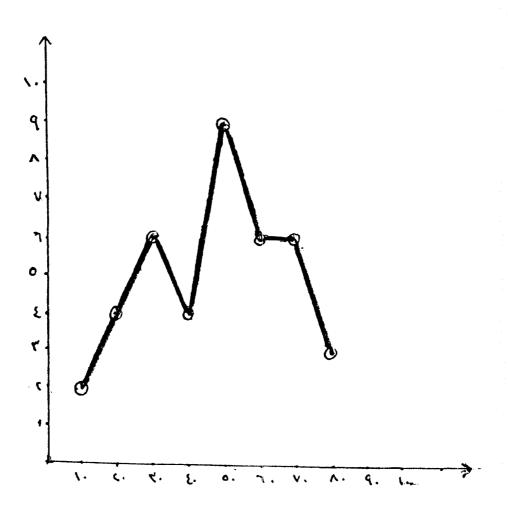
لتمثيل جدول توزيع تكراري بيانيأ باستخدام المنحني التكراري نقسم المحورين الأفقى والرأسي لتمثيل الفئات والتكرارات كما سبق تمامأ ثم نرسم خطأ ممهداً ومتصلا Smooth and Continous بحيث يمر بكل النقاط التي تمثل مراكز الفئات.

مثال (۲-۲):

مثل التوزيع التكراري لدرجات ٥٠ تلميذ في مقرر اللغة العربية بالصف الأول بالمرحلة الثانوية العامة وبيانها كما هو موضح في الجدول التـالي:

-			Γ				_	-5	ادون باسر	
	9 · — A ·	-7.	-7.	-0.	-1.		_~			ŀ
1	*		_			<u>'</u>	-1.	-1.	فئات الدرجات	
	'	,	1	٩	٤	٦	٤	۲	التكرارات	
									التحرارات	

تبع نفس الخطوات المستخدمة في رسم المضلع التكراري ولكن لانستخدم المسطرة في توصيل النقاط ببعضها البعض الآخر وإنما نصل هذه النقاط ببعضها بخط أملس يمر بكل النقاط أو بمعظمها بحيث يكون عدد النقاط أسفل الخط مساوياً لعدد النقاط أعلى الخط في شكل (٢-٣).



شكل (٣-٢) المنحنى التكراري لدرجات ٥٠ تلميذ في مقرر اللغة العربية بالصف الأول الثانوي العام.

التوزيع المتجمّع لفئات الدرجّات

في بعض الأحيان يحتاج الباحث النفسي أو التربوي إلى تحديد نسبة عـدد الأفراد الذين تقل درجاتهم أو تزيد عن حد معين وفي هذه الحالة يقوم الباحث بعمل توزيع تكراري منجمع تصاعدي أو تنازلي حسب حاجته وفيما يلي طريقة عمل التوزيعين التكرارين المتجمعين التصاعدي والتنازلي والتمثيل البياني لكل

(۱) التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي :

يحسب التكرار المتجمع لفئات الدرجات للتعرف على عدد الذين حصلوا درجات أقل من مستوى معين والمثال رقم (٢-٧) يوضح ذلك. كما يوضح طريقة التمثيل البياني للتوزيع التصاعـدي.

مثال (٧-٢)

حول التوزيع التكرى التالي إلى توزيع متجمع تصاعدي ثم مثله بيانياً بمنحنى تكراري متجمع تصاعدي.

19.	- ∧•	-7.	٦.	-0.	- { .	-٣.	-7.	-1.	فئات الدرجات
٦	١٤	۲.	10	۱۳	17	٧	٨	٥	التكرارات

أولاً التوزيع التكراري المتجمع التصاعمدي لفئات الدرجات :

الجدول (٧-٢) يبين طريقة عمل التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي للبيانات الواردة في الجدول السابق:

جدول (٧-٢) فتات الدرجات والتكرارت - الحدود الدنيا للفنات فأقـل -التكرار المتجمع التصاعدي

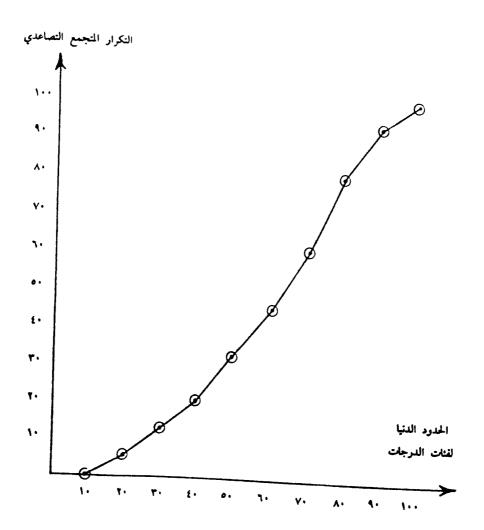
التكرار المتجمع	أقل من الحدود الدنيــا للفئات	التكرار	الفئة
صفر	اُقل من ١٠	٥	-1.
٥	أقل من ٢٠	٨	-7.
١٣	أقل من ٣٠	٧	-7.
۲.	أقل من ٤٠	١٢	
77	أقل من ٥٠	15	-0.
ξo	أقل من ٦٠	10	-7.
٦.	أقل من ٧٠	۲.	-v.
۸٠	أقل من ٨٠	١٤	-4.
9 {	أقل من ٩٠	٦	19.
١	أقل من ١٠٠		

فعندما نريد معرفة عدد الأفراد الذين لم يصلوا إلى مستوى الفئة التي تبدأ بالدرجة ٣٠ وتنتهى بالدرجة الأقبل من ٤٠ فإنه بالاستعانة بالتكرار المتجمع التصاعدي الموضح في الجدول رقم (٢-٧) يمكن أن تتعرف على هذا العدد الذي يساوى ١٣ فرداً.

أى أن التكرار المتجمع لأى فئة يدل على مجموع تكرار هذه الفئة وتكرارات الفئات التي تسبقها.

ثانيا المنحني التكراري المتجمع التصاعدي لفئات الدرجات:

يمكن تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى كما هو موضح فى الشكل رقم (٢-٤) حيث يدل المحور الأفقى على الحدود الدنيا لفئات الدرجات ويدل المحور الرأسى على التكرار المتجمع التصاعدى ونسمى الشكل الناتج من رسم هذا التوزيع بالمنحنى التكرارى المتجمع التصاعدى.



شكل (٢-٤) التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي

(۲) التوزيع التكراري المتجمع التبازلي :

عندما يراد معرفة عدد الذين حصلوا على درجات أعلى من مستوى معين، فإننا نستخدم التكرار المتجمع التنازلي والمثال (٢-٨) يـوضح طريقة حساب التوزيع التكراري المتجمع التنازلي وتمثيله بيانياً.

منسال (۲-۸):

أخذت عينة عشوائية من مائة طالب من طلبة أحد المدارس الثانوية العامة بمدينة الإسكندرية وتم قياس أطوال الطلبة فوجد أن هذه الأطوال موزعة كما في الجدول التالي:

1414.	-17.	-10.	-18.	-14.	-17.	-11.	-1	فئة الطول
۲	11	17	10		۱۸	١٤	٨	عدد الطلبة

والمطلوب تحویل جدول التوزیع التکراری السابق إلی جدول توزیع تکراری متجمع تنازلی.

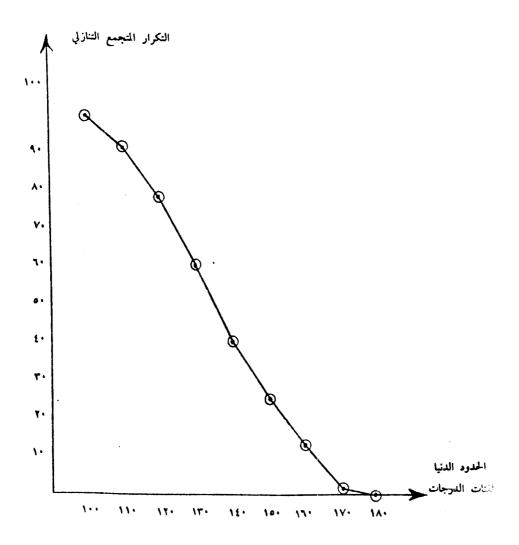
الحـــل :

يبين جدول (٢-٨) طريقة عمل التوزيع التكراري المتجمع التنــازلي.

جدول (۸-۲) التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لأطوال مائية طالب

النكوار المتجمع	الحد الأدنى للفئة	عدد الطلبة	فئات الطول
التنازلي	فأكثر	•	بالسم
١	۱۰۰ فأكثر	٨	-1
97	۱۱۰ فأكثر	18	-11.
٧٨	۱۲۰ فأكثر	1.4	-11.
٦.	۱۳۰ فأكثر	۲.	-17.
ξ.	١٤٠ فأكثر	10	-18.
70	١٥٠ فأكثر	17	-10.
١٣	۱٦، فأكثر	11	-17.
۲	۱۷۰ فأكثر	۲	-17.
صفر	۱۸۰ فأكثر		-17.
		١	المجموع

ويمكن تمثيل التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لأطوال الطلاب كما هو موضع في الشكل (٢-٥).



تمارين على الفصل الشانى

(۱-۲) الدرجات التالية هي درجات ٨٠ طالب من طلاب كلية التربيـة بالمدينـة المنورة في اختبار تحصيلي من مقرر علـم النفس التربـوى:

٣٨	77	4	0 7	٣٨	٤٠	۲.	80	٣٨	٤٤
۳.	27	٣١	٥.	11	70	٤١	٣٨	٤١	۲۸
* *	79	٣٨	**	٤٧	٤١	27	01	٤٨	٣٢
40	٤٨	25	77	27	٤٩	٤٨	٤٧	٤١	٤١
22	۲.	٣٨	٤٨	44	22	٤١	٤٤	٣٧	٣٨
77	٣٨	٤١	٥.	40	٣٣	79	۲٦	79	۲٩
2	٤٨	70	٦٥	٣٨	٣٨	۲ ٤	47	40	44
79	٤٧	۲ ٤	٤٤	٤٤	٣٧	٣٨	41	٤١	77

أ - أنشىء جدول التوزيع التكراري لهذه الدرجات مستخدماً طول الفئة ٣ ومبتدئاً بالفئة (٢٠-٢٢).

ب - أنشىء جدول توريع تكرارى آخر لنفس الدرجات بطول فئة قدره ٣ ومبتدئاً بالفئة (٢٠-١٠).

هل سيختلف شكل التوريعين التكراريين؟

هل هما توزيعان متماثلان من حيث الشكل وكيف تُقَسَّر اختلاف الفئات التي تغطى الدرجات من ٤٥ إلى ٥٢؟

(٢-٢) حصل ٥٥ طالبًا في احتبار تخصيلي في تقرر دراسي على الدرجات التالية

كون الجدول التكراري لهذه الدرجات إذا كان

أ – طول الفئة = ٣

ب - طول الفئة = ه

ثم كون الجدول التكراري النسبي في كل حالة.

٣-٣) كون توزيعاً تكرارياً للدرجات النالية جاعلاً طول الفئة ٦:

٥į	٧٥	17	78	٦٤	٤٦	78	٣٦
٨٨	00	٨٤	۲٥	٣١	77	77	٤٧
٤٥	۳.	00	23	٤٥	٥٣	99	41
11	٤٠	٣.	٥į	٧٨	٨٨	00	٧٦
۹.	٨٥	٧٥	97	۸۹	٧.	٥.	٤٣

م مثل هذا التوزيع بيانيـاً:

أولاً: برسم مدرج تكراري.

انیا: برسم مضلع تکراری.

ئالثا: برسم منحنی تکراری.

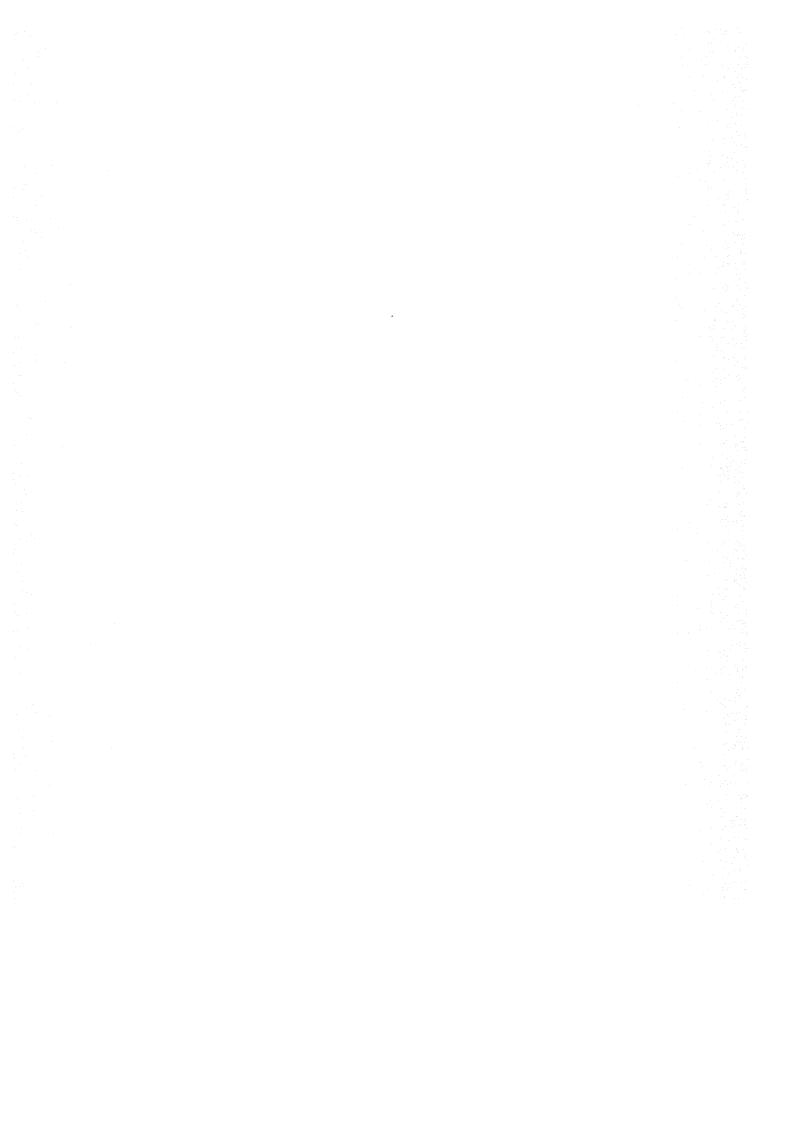
(٢-٤) احسب المكرار المعجمع التصاعدي والتكرار المعجمع العازلي للوزيع المكراري المالي:

10-1.	-70	-7.	-10	-7.	-10	-1.	 فة المرجات (ف)
							التكرارات (ك)

قارن بين التوزيمن التكراريين للمجموعين أ، ب مستخدماً طريقة التمثيل
 البياني برسم المنحني لكل منهما والجدول رقم (٢-٩) بين تكراري المجموعين:

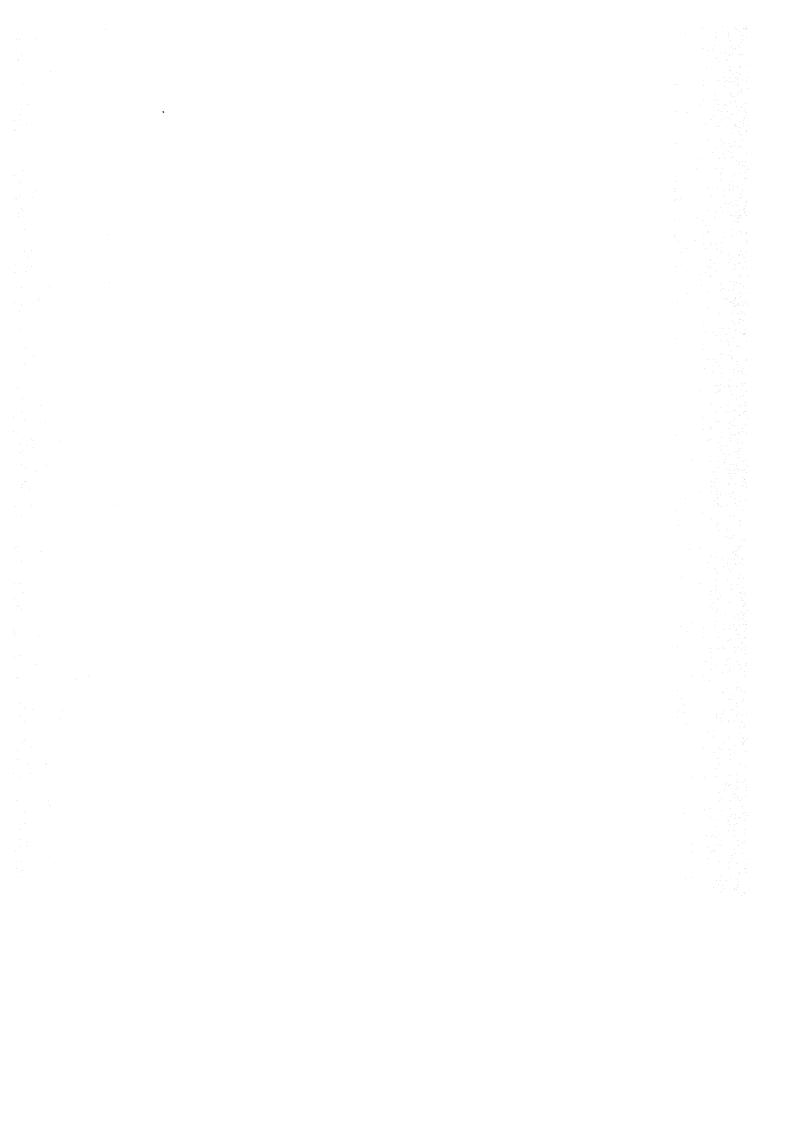
جدول (۲-۹) التوزيع التكراري للمجموعتين أ، ب

تكرار المجموعة (ب)	() is 11 16	
	تكرار المجموعة (أ)	فئات الدرجات
10	10	-1.
40	٤٠	-7.
۲.	٥.	
۲.	۲.	-7.
	١.	-{.
10	10	-0.
۲.	٣.	-7.
70	١.	-v.
70	٧.	-A·
٤٠	To	
. V•	٦.	-9.
70		-1
10	00	1711.



الفصل الشالث

مقاييس النزعة المركزية Measures of Central Tendency



تميل درجات أى توزيع تكرارى إلى التجمع عند نقطة متوسطة فى المدى الموزع فيه التكرار الكلى ويتناقض عدد المفردات كلما بعدنا عن هذه القيم المتوسطة من الجانبين. وهذا لا يحدث دائماً مى جميع التوزيعات التكرارية ولكنه يحدث فى أغلب الأحيان. هذا التجمع عند نقطة متوسطة هو ما يسمى بالنزعة المركزية، أى نزعة المفردات لاتخاذ قيم متوسطة Average وتفيد معرفة القيم المتوسطة فى دراسة خصائص التوزيعات التكرارية، وهناك عدة أنواع لهذه القيم أهمها الأنواع الثلاثة النالية:

- ١ المتوسط الحسابي Arithmetic Mean
 - Median الوسيط
 - Mode T

ولكل من الأنواع الثلاثة السابقة للقيم المتوسطة مميزاته وعيوب سيوضحها المؤلف عند شرح طريقة حساب كل منهما كما يلى:-

(١) المتوسط الحسابي

تستخدم كلمة متوسط حسابي في الحياة اليومية كثيراً. فتقول مشلاً أن درجات الطالب خالد أعلى من المتوسط عندما نرد على سؤال بشأن تحصيلة الدراسي، أو نقول أن التلميذة رشا تتغيب عن المدرسة شهرياً أقبل من متوسط غياب تلميذات مدرستها في الشهر. وقد يكون مفهومنا عن مصطلح المتوسط مختلفاً عن مفهوم المتخصصين عن هذا المصطلح الشائع الذي كثيراً ما نراه في بيانات الإحصاء التربوي مثل عدد التلاميذ بالنسبة لكل معلم في مرحلة ما من مراحل التعليم المختلفة، أو متوسط دحل الفرد بالنسبة للدخل القومي. ويمكن تعريف المتوسط الحسابي لعدة درجات مختلفة لمقياس معين بأنه ماتج

خارج قسمة مجموع هذه الدرجيات على عددهـا.

طرق إيجاد المتوسط الحسابي

إذا رمزنا للدرجات بالرمز س فإننا نرمز للمتوسط الحسابي بالرمز سَ وفيما يلى طرق حساب المتوسط:

أ - طريقة حساب المتوسط من الدرجات الخام:

عند حساب متوسط الدرجتين ٨، ١٠ فإننا نجمع هاتيـن الدرجتيـن ونقسم الناتج على ٢ فيكون المتـوسط هـو

 $\frac{A+A}{Y} = \frac{A+A}{Y}$ e alie and in the second of the s

المتوسط = مجموع الدرجات عددها أى س = محس ن

حيث محس هو مجموع الدرجات، ن هي عدد الدرجات

الله (۱-۲) الله

أوجد المتوسط الحسابي للأعداد التالية:

A, 71, 71, Y, 7, 97, P

الحسسل

عدد الدرجات (ن) = ٧

$$\frac{\Delta}{v} = \frac{\Delta v}{v}$$

$$\frac{A+V+1+V+1+V+1+V+A}{v} = \frac{\Delta v}{v}$$

$$\frac{\Delta v}{v} = \frac{\Delta v}{v}$$

ب - إيجاد المتوسط الحسابي للبيانات المبوبة :

نلاحظ من مثال (١) أن عملية إيجاد المتوسط الحسابي لعدد قليل من الدرجات هي عملية بسيطة، أما إذا كان عدد الدرجات كبيراً فإننا نضع هذه الدرجات في صورة توزيع تكراري، وقد يكون هذا التوزيع بسيطاً أو ذا فتات حسب عدد المفردات وتشتها. وفيما يلى طرق حساب المتوسط من التكرارات البسيطة ومن التكرارات ذات الفئات:

١ - إيجاد المتوسط الحسابي لتوزيع تكراري بسيط:

مثال (۲-۲): أوجد المتوسط الحسابي التكراري التالي:

11	١.	٩	٨	٧	٦	٥	() -1 (1)
۲ ا			_				الدرجات (س)
		•	0	7	٤	۲	التكرارات (ك)

نحدد عدد الدرجات (ن) وهو في هذه الحالة يساوي مجموع التكرارات (ن = محك). ثم نوجد حاصل كل درجة في تكرارها (س×ك) ثم نجمع الناتج (محسك) ثم نقسم حاصل الجمع على عدد المفردات فنحصل على المتوسط الحسابي.

$$\vec{v} = \frac{\sqrt{\sqrt{2} + \sqrt{2} + \sqrt{2}}}{\sqrt{2}}$$

$$\vec{v} = \frac{\sqrt{2} + \sqrt{2}}{\sqrt{2}} = \sqrt{2}$$

$$\vec{v} = \frac{\sqrt{2} + \sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

جدول (٣-١) الدرجات والنكوارت وحاصل ضرب س×ك

س×ك	<u>ئ</u>	س
١.	۲	0
7 8	٤	٦
7 3	٦	٧
٤٠	٥	٨
0 {	٦	٩
٥,	٥	١.
77	۲	11
787	۲.	

٧ - إيجاد المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري ذا الفئات :

إذا كان التوزيع التكرارى ذا فتات فإننا نتبع الخطوات التالية لحساب المتوسط الحسابي:

- نكتب البيانات الإحصائية في صورة فئات مساوية أو غيـر مساويـة.
- نعين التكرارت التي تحدث في كل فقة ويرمز لها بالرمز كر (التكرار الحادث في الفئة التي ترتيبها ر).
 - نعین مراکز هذه الفئات ولیکن سر (مرکز الفئة التی ترتیبها ر).
 - نحسب حاصل ضرب سر×كر
 - نوجد المتوسط الحسابي (س⁻) من المعادلة التالية:

مثال (٣-٣):

احسب المتوسط الحسابي للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالي:

<u> </u>	-{.	-40	-٣.	-10	-7.	-10	-1.	-0	ف
١.	٦	۲.	٨	١.	۲.	١٢	٤	١.	٤

الحـــل

جدول (٣-٣) الفئات - التكوارات - مركز الفئات وحاصل ضرب س×ك

		1	
س×ك	س	1	ف
. Vo	٧,٥	١.	-0
٥.	17,0	٤	-1.
۲۱.	۱۷,٥	17	-10
٤٥٠	۲۲,0	۲.	-7.
770	۲۷,٥	١.	-70
۲٦.	٣٢,٥	٨	-r.
٧٥.	۳۷,٥	۲.	-70
700	٤٢,٥	٦	-{.
٤٧٥	٤٧,٥	١.	0,-50
. ۲۸۰۰		١	

مثال (۲-۴)

احسب المتوسط الحسابي لدرجات التوزيع التكراري التالي:

Γ	170-17.	-110	-11.	-1.0	-1	-90	-٩.	ن
-	١.	۲.	۲.	١.	۲.	١.	١.	এ

جـــدول (٣-٣) ف، ك، س، س × ك

س×ك	س	۵	ف
970	97,0	١.	-9.
940	9٧,0	1.	-90
۲.0.	1.7,0	۲.	-1
1.40	١٠٧,٥	١.	-1.0
770.	117,0	۲.	-11.
770.	۱۱۷,۰	۲.	-110
1770	177,0	1.	170-17.
١٠٨٥٠		١	

مثال (۳-٥):

أوجد المتوسط الحسابي لدرجات التوزيع التكراري التالي:

- [_			T	- ۲۰ - ۲۰ - ۲۰ - ۲۰ - ۲۰ - ۲۰ - ۲۰ - ۲۰								
[-9.	-/0	$-\lambda$.	-va	-v.							The state of the state of	_
ł						- 10	-7.	-00	-0.	-50	_ (Ì
	۲.	4	¥								٠,	ف ا	•
L			١,	ζ	١.	17	١.	٨					
					-				_ ^	Z	7	ك	ı

جـدول (٣-٤) ف، ك، س، س×ك

س×ك	س	٤	
٨٥	٤٢,٥	7	ف
١٩.	٤٧,٥		-1.
٤٢.	07,0	٤	- 60
٤٦.	0 / 0	٨	-0.
770	77,0	٨	-00
۸۱.		1.	-7.
٧٢٥	٦٧,٥	11	-70
	٧٢,٥	١.	-v.
٣١.	٧٧,٥	٤	-٧0
١٦٥	۸۲,٥	*	
٣٥.	۸٧,٥	Ł	
140	97,0	۲	-\nabla_
2770		77	-9.

ج - إيجاد قيمة المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات:

فى هذه الطريقة نختار متوسطاً فرضياً (أ) ثم نحسب قسمة انحراف الدرجات (ح) عن هذا المتوسط الفرضي أي أن:

حر = س – أ

فإذا كان لدينا القيم س١، س٢، س٣، ٠٠٠٠٠٠٠٠

فإن الانحرافات الناتجة يمكن الرمز لها بالرموز ح١، ح٢، ح٣ ... ،حن

مجموع الانحرافات = ح١ + ح٢ + ح٢ ... + حن

محرح = (س۱ -أ) + (س۲- أ) + (سن - أ)

= محسن - نأ

محسن = ن أ + محـحن

ش = أ + محن

أى أن المتوسط الحسابي = المتوسط الفرضى + عدد القيم

ويمكن إيجاد المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات من الدرجات الخام أو التوزيعات التكرارية ذات الفئات.

١ - حساب المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات من الدرجات الخام:

مثال (۲-۲):

أوجد المتوسط الحسابي للأعداد التالية:

0) 5, 9, 3, 1, 7, 11, 9, 11, 71

الحـــــل نفرض أن المتوسط الفرضي هـو ٨.

ثم نحسب الانحرفات ونوجد مجموعها كما هو مبين بالجدول التالى: جــدول (٣-٥) الدرجة -ح

	1
ζ	س
۲-	0
۲-	1
١	٩
{-	٤
•	٨
6-	٣
٣	. 11
1	9
Υ	1.
Ł	11
<u>r</u> -	المجموع

$$\vec{v} = \vec{v} + \frac{\lambda - \zeta}{\dot{v}}$$

$$\vec{v} = \vec{v} + \lambda = \vec{v}$$

$$Y,Y = \cdot,Y - \lambda =$$

٢- حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من التوزيعات التكرارية البسيطة:

يمكن إيجاد قيمة المتوسط الحسابي في هذه الحالة باستخدام المعادلة:

مثال (۲-۲):

أوجد المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالي مستخدماً بطريقة الانحرافات:

١.	٩	٨	٧	٦	٣	س
٦	٤	۲	١.	۲	٤	ك

الحسسل

نفرض أن المتوسط الفرضى هو ٧ ثم نحسب انحرافات الدرجات عن هذا المتوسط الفرضى ونكمل الحل كما هو موضع في الجدول (٣-٦).

جدول (٣-٣) الدرجات، التكرارت، الانحراف عن المتوسط، ح \times ك

-×ك	7	<u></u>	س
۸-	٧-	٤	٥
Y-	\-	۲	٦
	•	1.	٧
Υ	\	۲	٨
٨	7	٤	٩
١٨	٣	٦	١.
١٨		۸۲	

س = ۷ +۸۱

Y,78 = 1,78 + Y =

حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانخرافات من التوزيعات التكرارية ذات الفئات:

يمكن حساب المتوسط بطريقة الانخراف من فئات الدرجات بتحديد مراكز الفئات (منتصفات الفئات) ونختار مركز الفئة ذات أكبر التكرارات على أنه مترسط فرضى ونكمل الحل كما سبق ويمكن اختبار أى متوسط فرضى آخر كما في المثال (٨٠٠٣).

مثال (٣-٨): أوجد المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات للتوزيع التكراري التـالي:

11-9	-v	-0		-1	ن
٥	١	۲	۲	١	٤١

الحسا

اعتبر أن المتوسط الفرضي هـو ٦.

جدول (٣-٧) يوضع طريقة حساب المتوسط كما يلي:

جدول (٧-٣) الفنات - النكوارت- مواكز الفنات- ح-ح × ك

ح ر × ك ر	الانحرافات ح ر	مراكـز الفئات س ر	التكرار ك ر	الفئات
٤-	{	۲	١	-\
۸	۲-	٤	۲	-٣
	•	٦	۲	
۲	۲	٨	\	-v
۲.	٤	١.	٥	11-9
١.			11	, ,

المتوسط الوزني

إذا كان متوسط مجموعة من الدرجات هو ٧ ومتوسط مجموعة أخرى من الدرجات ٩ فإن متوسط هذين المتوسطين هـو:

فإذا كان لدينا مجموعة من الدرجات عددها ن١ ومجموعة أخرى من الدرجات عددها ن٢ فإن متوسط متوسطى هاتين المجموعتين هـو:

ر١٠-٣) الله

احسب المتوسط الوزني للمتوسطات التالية:

$$\lambda = \gamma$$
 $\dot{\nu}$

خواص المتوسط الحسابي

۱ – المجموع الجبرى للانحرافات عن المتوسط لمجموعة من الأفراد يساوى صفر. مح ح = مح (س – سُ) = ،

٢ - لأى مجموعة من الدرجات يكون مجموع مربعات الفرق بين الدرجات ومتوسطها أقل من مجوع مربعات الفروق بين الدرجات وأى درجة أحرى.
 ٣ - إذا أضيف لكل درجة عدد ثابت فإن المتوسط يزداد بقيمة نفس هذا العدد الثابت.

$$\frac{2(m \pm i)}{i} = m \pm i$$

٤ - إذا ضربت كل درجة في عدد ثابت فإن قيمة المتوسط الحسابي تضرب
 في نفس هذا العدد الثابت.

ه - يتأثر المتوسط الحسابى بالدرجات المتطرفة وهذه الخاصية توضح أهم عيب من عيوب استخدام المتوسط كمؤشر أو كمقياس للنزعة المركزية، لأن وجود درجات متطرفة تجعل المتوسط يعطينا صورة خاطئة عن حقيقة تجمع

الدرجات.

٦ - يتأثر المتوسط بعدد الدرجات وكلما زاد عدد الدرجات زاد تبعاً لذلك
 ميل المتوسط الحسابي إلى الاستقرار وقل ميله للتغيير.

V -مجموع متوسطى مجموعتين = منوسط مجموع درجات المجموعتين. $\Lambda -$ الفرق بين متوسطى مجموعتين = متوسط الفرق بين درجات المجموعتين.

Median (۲) الوسيط

الوسيط هو الدرجة التي تتوسط توزيع الدرجات بحيث يسبقها نصف عدد الدرجات ويتلوها النصف الآخر. ويمكن الحصول على الوسيط بأن نسرتب درحات المجموعة ترتبأتنازلباً أو تصاعدياً ثم نأخذ القيمة التي تقع في المنتصف سماً إذا كان عدد الدرجات زوجياً فإن قيمة الوسيط تساوى المتوسط الحسابي للقيمتين الواقعتين في الوسط.

وللوسيط ميزتان عما:

۱ - أن قيمته لاتتأثر بالقيم المتطرفة كبرى أو صغرى كما هو الحال في المتوسط الحسابي.

٢ - أنه مقياس للوضع ولايتأثر أساساً بعدد البيانات في التوزيع التكرارى ولايتأثر بحجم هذه البيانات ولذلك فإن الوسيط يفضل في قياس الوضع للبيانات الاحصائية غير الكاملة من أحد الطرفين.

طرق حسَابُ الوسيط

أ - حساب الوسيط من الدرجات الخام:

ترتيب الوسيط:

١ - إذا كان عدد الدرجات فردياً فإن:

٢ – إذا كان عدد الدرجـات زوجيـاً فـإن

ترتيب الوسيط الأول = عدد الدرجات

وترتيب الوسيط الثاني = عدد الدرجات + ١

مثال (۹-۳)

أوجد الوسيط للأعداد الآتية: ٥، ٤، ٣، ٨، ٧

الحـــل

ترتب الأعداد ترتيباً تنازلياً أو ترتيباً تصاعدياً فإذا تم ترتيبها تصاعدياً فإنه يمكن كتابتها كما يلي:

A 14 10 18 18

٠٠ عدد الدرجات فردياً

.: ترتیب الوسیط = عدد الدرجات + ۱ _____

r = 1+0 =

ن. قيمة الوسيط = ٥ (وهو العدد الثالث من كلا الطرفين).

مثال (۲-۳) :

احسب الوسيط للأعداد التالية: ٥، ٨، ١٣، ٦، ٩، ١٢

الحسل

نرتب الدرجات تنازلياً كما يلي:

71, 71, 9, 1, 5, 0

نرتب الوسيط الأول =

$$r = \frac{7}{7} = \frac{0}{7}$$

.. قيمة الوسيط الأول = ٩

ترتيب الوسيط الثاني =

$$\frac{c}{7} + l = \frac{7}{7} + l = 3$$

·· قيمة الوسيط الثاني = ٨

$$\Lambda, \circ = \frac{\Lambda + 9}{\Upsilon} = 0, \Lambda$$
 .: قيمة الوسيط

ب - حساب الوسيط للتوزيعات التكرارية:

١ - حساب الوسيط باستخدام الرسم:

يمكن إيجاد قيمة الوسيط من تقاطع المنحنيين المتجمعين التصاعدى والتنازلي من جدول التوزيع التكرارى للبيانات الإحصائية المتصلة بعد وضعها في صورة جدول توزيع تكرارى ذو فئات متساوية أو غير متساوية.

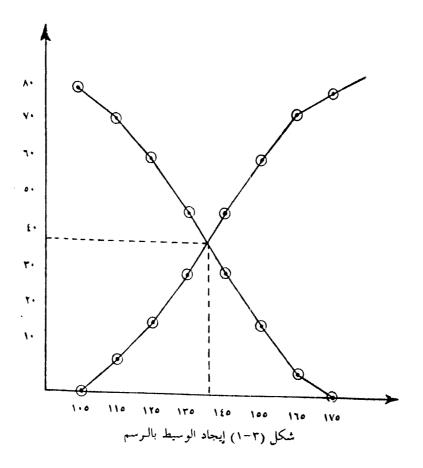
مثال (٣-١١): أوجد الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

1417.	-10.	-18.	-17.	-17.	-11.	-1	ف
٦	١٢	١٤	١٦	١٤	١.	٨	<u></u>

الحــــل نحسب كلاً من التوزيعين المتجمعين التصاعدى والتنازلي كما هو موضح في الجدول (٣-٨).

التكرار		التكوار		T	·	7 - J . U
المنجمع التنازلي	الحد الأدنى للفنة فأكثر	التجمع التصاعدي	أقل من الحد الأدنى للفنة	w	ك	ف
۸٠	١٠٠ فأكثر	صفر	أقل من ۱۰۰	1.0		-1
VY	۱۱۰ فأكثر	٨	أقل من ۱۱۰	110	١.	-11.
77	۱۲۰ فأكثر	١٨	أقل من ۱۲۰	170	18	-17.
٤٨	۱۳۰ فأكثر	٣٢	أقل من ۱۳۰	150	17	-17.
٣٢	١٤٠ فأكثر	٤٨	أقل من ۱۶۰	120	1 8	
. 17	، ١٥٠ فأكثر	77	اًقل من ۱۵۰	100		-18.
7	١٦٠ فأكثر	٧٤	اقل من ۱۰۶۰ اقل من ۱۰۶۰		17	-10.
صفر	١٨٠ فأكثر	۸۰		170	7	1417.
			أقل من ۱۷۰	140		
					۸٠	المجموع

ثم نرسم المنحنى المتجمع التصاعدى والمنحنى المتجمع التنازلي كما هو موضح في شكل (٣-١) فتكون نقطة تقاطع المنحنيين هي النقطة المقابلة لرتبة الوسيط على المحور الرأسي ولقيمة الوسيط على المحور الأفقى ويتضح من الشكل (٣-١) أن قيمة الوسيط هي ١٤٠.



٧ - إيجاد الوسيط من التوزيع التكراري المتجمع التصاعمدي :

لحساب الوسيط من التوزيع التكرارى المتجمع التصاعب نحسب أولاً ثرتيب الوسيط وهو في حالة الجداول التكرارية للقيم المتصلة (١/٢) ونحدد الفئة الوسيطية أى الفئة التى يقع فيها الوسيط ثم تطبق المعادلة:

قيمة الوسيط = الحد الأدنى للفئة الوسيطية +

ترتيب الوسيط- التكرار المتجمع التصاعدى السابق للفئة الوسيطية ×طول الفئة الوسيطية تكرار الفئة الوسيطية

مثال (٣-١٢) : احسب الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

060	- ٤ .	-40	-٣.	-40	-7.	-10	-1.	-0	ن
٣	٧	٥	١.	٥	40	10	۲.	١.	2

الحـــا

جــدول (٣-٩) ف، ك، التكرار المتجمع التصاعدي

التكرار المتجمع التصاعدي	أقل مـن الحد الأعلى للفئة	<u></u>	ف
•	أقل من ٥	_	
١.	أقل من ١٠	١.	-0
۲.	أقل من ١٥	7.	
٤٥	أقل من ۲۰	10	-10
٧٠	اقل من ۲۰ اقل من ۲۰	70	-70
٧٥	أقل من ٣٠	0	-70
٨٥	أقل من ٣٥	١.	
٩.	أقل من ٤٠	0	-7.
94	أقل من ٤٥	v	-1.
١	أقل من ٥٠	٣	٤٥
	<i>y y</i> .	1	10

$$0 \times \frac{10 - 0}{70} + 70 = \frac{1}{70} \times \frac{1}{7$$

مثال (۳-۱۲):

إحسب الوسيط للتوزيع النكراري التـالي:

الحـــل

-17.	-110	-11.	-1.0	-1	-90	-٩.	ف
١.	۲.	۲.	١.	۲.	١.	١.	ا

جدول (۲--۲) التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي لفنات الدرجـات

التكوار المتجمع النصاعدي	<u></u>	ف
١.	١.	-9.
۲.	١.	-90
٤٠	۲.	-1
٥.	١.	-1.0
٧.	۲.	-11.
٩.	۲.	-110
١٠٠	١.	-17.
	١	

$$) \cdot \cdot = 0 \times (+) \cdot 0 =$$

۳ - إيجاد الوسيط من التوزيع التكرارى المتجمع التنازلي لفئات الدرجات:

نحسب ترتیب الوسیط ثم نحول التوزیع التکراری إلى توزیع تکراری متجمع تنازلي ثم نطبق المعادلة التالية:

ترنيب الوسيط-التكسرار المتجمع للفنة التاليمة لفنة الوسيط × طول الفنة الـوسيطية تكرار الفنة الوسيطيمة

مثال (٣-١٤):

أوجد الوسيط باستخدام التوزيع التكراري المتجمع التنازلي للتوزيع التكراري التالي:

** - *1	-49	۲ ۷	-70	-74	-71	-19	-17	-10	-17	-11	_q	ف
٣	١	٦	0	٩	٨	**	10	70	٦	٨	٤	1

جدول (۲۳-۱۱) التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لفئات الدرجمات

	ررت در	,
التكرار المتجمع التنازلي لفقات الدرجات	ڬ	ف
117	٤	-9
١٠٨	٨	-11
١	ĭ	-17
٩ ٤	۲٥	-10
٦٩	10	-17
٥ŧ	**	-19
٣٢	٨	-71
3.7	٩	-17
\0	٥	-70
١.	٦	-77
Ł	١	-79
٢	٣	TT-T1
	117	

$$7 \times \frac{7}{10} - 19 =$$

$$1 \wedge, \vee = 1 \wedge \frac{1 \pi}{10} = \frac{\xi}{10} - 19 =$$

مثال (۳-۱۵).

احسب الوسيط للبيانات الموصحة بالتوريع التكراري التالي:

١٩.	- \	-٧.	-7.	-0.	- ٤ .	-r.	-7.	-1.	ف
٥	١.	١.	۲.	10	10	١.	١.	٥	ف

الحسسا

جدول (۳-۱۲) التوزيع التكواري المتجمع التنازلي

التكرار المتجمع التنازلي	ন	ف
١	٥	-1.
90	١.	-7.
۸٥	٧.	-7.
٧٥	10	- { .
٦.	10	-0.
٤٥	۲.	-7.
70	١.	-٧.
10	١.	
. 0	0	19.
	١	

$$1. \times \frac{20 - 0.}{10} - 7. = \frac{20 - 0.}{10}$$

خسواص الوسيط

١ – يقع الوسيط في أى توزيع تكرارى عادى بين المتوسط الحسابي والمنوال .

٢ – يتأثر الوسيط بالدرجات الوسطى ولايتأثر بالدرجيات المتطرفة.

Mode

٣- المنسوال

المنوال هو أكثر التكرارات شيوعاً في التوزيعات التكرارية وهو أقـل مقـاييس النزعة المركزية استعمالاً.

طرق حساب المنوال:

أ - حساب المنوال من التوزيعات التكرارية البسيطة:

مثال (۲-۱۱):

احسب المنوال للتوزيع التكراري التالي:

٩	٨	γ	٦	٥	٤	٣	۲	س
٥	۲	٣	١٤	٦	٥	٨	٧	1

يتبين من الجدول السابق أن أكثر الأرقام تكراراً هـو الرقـم ٦.

.. المنوال = ٢

ب - حساب المنوال من المتوسط والوسيط:

يمكن استخدام العلاقة التالية في حساب قيمة المنوال.

مثال (۲-۱۷):

احسب المنوال لتوزيع تكراري لفئات درجات متوسطها ١٥ والوسيط ١٣.

الحسسال

٠٠ المينوال = ٣ × الوسيط - ٢ × المتوسط

المنسوال = ۲ × ۱۲ - ۱۰ ، ۱۵

9 = 7 . - 79 =

ج - حساب المنوال من التوزيعات التكوارية لفئات الدرجات

يمكن حساب المنوال من المعادلة

المنوال=الحد الأدنى للفنة المنوالية (تكوار الفنة بعد المنوالية) « طول الفئة المنوالية تكوار الفئة قبل المنوالية

احسب المنوال من الجدول التكراري التالي:

					-			
-14.	-17.	-10.	-18.	-17.	-17.	-11.	-1	ا ف
7	٥	٩	10	77	۲.	١٤	٨	٤

الحسسل

نلاحظ أن الفئة المقابلة لأكبر تكرار هي(١٣٠) وأن تكرار الفئة قسل المنوالية هو ٢٠ وطول الفئة المنواليه هي١٠

د - حساميه المنوال عن طويق الرسم:

يمكن حساب المنوال عن طريق رسم المدررج التكرارى للفئة المنوالية والفئة قبل المنوالية والفئة معد المنوالية فقط ولحساب المنوال بهده الطريقة نتبع الخطوات التالية:

أ - نوسم مدرج تكراري للفئة المنوالية والفئة التي قبلها والفئة التي بعدهما فقط.

ب - نصل الطرف الأيمن لقمة الفئة قبل المنوالية بالطيرف الأيمن لقمة الفئة

المنوالية بخط مستقيم.

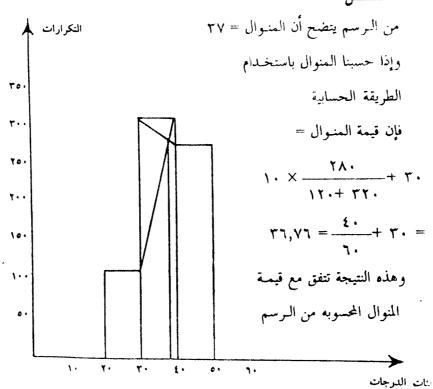
ج - نصل عموداً من نقطة تقاطع الخطين الذين تم توصيلهما كما سبق على المحور الأفقى (الخاص بفئات الدرجات) فتكون قيمة المنوال التي يعبر عنها موقع سقوط هذا العمود على المحور الأفقى كما هو موضح في المثال التالى:

مثال (۱۹-۳):

أوجد قيمة المنوال للتوزيع التكراري التالي باستخدام الىرسم:

-7.	-0.	- { .	-7.	- 7 .	-1.	ف	-
 ۲.	١٦.	٠٨٢	77.	1	١	٧	

الحــــل



شكل (٣-٢) حساب المنوال من الرسم وهذه النتيجة تنفق مع فيمة المنوال المحسوبة من الـرسم.

خواص المنوال:

- لايتأثر المنوال بالدرجات المتطرفة والوسطى فى التوزيع التكرارى وإنما يتأثر بالتكرارات عندما تبلغ نهايتها العظمى بالنسبة لفئة معينة من الدرجات. ٢ - يتأثر المنوال بعدد فئات التوزيع التكرارى ومداها فإذا قبل عدد الفئات زاد طول الفئة وزاد تكرارها بالنسبة لنفس التوزيع التكرارى وعليه فإن المنوال يخضع لاختيار عدد الفئات ومداها.

ي من المنوال وذلك عندما يكون لدرجتين أعلى التكرارات و مكن تعدد قيم المنوال وذلك عندما يكون لدرجتين أعلى التكرارات بحيث يكون تكرارهما متساويان.

بعض المغالطات الاحصائية التي ينبغي على الباحث معرفتها وتجنب الوقوع فيها:

- وبعد استعراض مقاييس النزعة المركزية يمكن عرض بعض المغالطات الاحصائية في البحوث.

فبالرغم من الأهمية الكبيرة لنتائج الدراسات الاحصائية في المجالات النفسية والاجتماعية والتربوية إلا أنها قد تكون مضللة إذا لم يحسن إختيار العينات التي يتم إجراء الدراسات الاحصائية عليها. ومن أمثلة نتائج الدراسات الاحصائية المصللة، الدراسة التي أجريت في المملكة المتحدة لمعرفة ما إذا كان أفراد المجتمع الإنجليزي يعرفون النظام المترى في القياس (السم، المتر، الكسم، والجرام، الكيلو جرام وغيرها) كمعرفتهم للنظام الإنجليزي في القياس (البوصه والقدم والياردة والميل والرطل وغيرها) وذلك باستخدام استفتاء ثم تطبيقة بعناية على عينة تمثل الرجال والنسلة من خويجي الجامعات بلندن، وأشارت النتائج على عينة تمثل الرجال والنسلة من خويجي الجامعات بلندن، وأشارت النتائج المجلات الأسبوعية استفتاءا حول نفس الموضوع وأعلنت على قرائها أن ٩٨٪ من القراء يعرفون النظام المترى في القياس. وأصبحت هذه النتائج مفخرة لها بعد أن ثبت أن قرائها لديهم القدر الكبير من المعارف العامة.

وهنا نتساءل كرف يمكن أن تختلف نتائج تطبيق الإستفتاء في المرتين بهـذه الصورة؟

وقد حدث هذا الاختلاف في النتائج نظرا لأن الاستفتاء طبق في المرة لأولى على أفراد عينة قد تم اختيارهم بحرص شديد، كما طبق الاستفتاء بالطريقة غردية وبأسلوب المقابلة المباشرة بين مطبق الاستفتاء وبين المفحوص، أما في المرة الثانية فقد أرسلت المجلة الاستبيانات عن طريق البريد، وبالطبع فإن معظم فراء المجلة الذين لايعرفون النظام المترى لم يهتموا بإرسال الاستبيانات للمجلة مرة أخرى بعد استكمال البيانات الواردة فيها مما أدى إلى التوصل إلى نتائج فطلة.

فى اعلانات الدعاية للمنتجان المختلفة قد تستخدم بعض نتائج البحوث لاحصائية غير الدقيقة والتي تسهم في تضليل جمهور المستهلكين. ففي الدعابة بعض أقراص الحساسية التي تنتجها واحدة من شركات الأدوية، أعلن أن هذه لأقراص قد عالجت نوبات البرد وطبعا استخدمت هذه الاقراص في حدود ضيقة خاية قبل الاعلان عنها تجارياً، وقد أشار أحد الأطباء الساخريين بعد سماعه دعلان الخاص بهذه الأقراص أن هناك حقيقة علمية معروفة وهي أن العلاج سليم باستخدام الأدوية أو الأقراص المختلفة يستمر لمدة سبعة أيام لعلاج نزلة برد، أما إذا تركت بدون علاج فإنها سنزول تلقائيا في خلال أسبوع.

وقد أعد المؤلف هذا الفصل من الكتاب ليوضح للقارىء كيفية استغلال الاحصاء في الخداع لا لكي يعرفها فحسب ولكن لكي يتعلمها حتى يعي ما مراً وما يسمع من نتائج بحوث احصائية وحتى يتجنب الوقوع في شرك الخدع لاحصائية.

التحيز في اختيار العينة وأثبره على النتائج:-

إذا كان لدينا برميلا مملوء بالحبوب الحمراء والبيضاء فإن هناك طريقة واحدة لتعرف على عدد الحبوب من كل لون وهي عد جميع الحبوب. أما الطرق الأسهل لمعرفة عدد حبوب كل لون بالتقريب وهي أن نأخذ عينة من الحبوب بعد الحبوب الحمراء والحبوب البيضاء ونحسب النسبة مقترحين أن هذه النسبة مثل النسبة في كل الحبوب الموجودة داخل البرميل. وإذا كانت العينة كبيرة رجة كافية وتم اختيارها بعابة فإن تمثيلها للمجدوع معقولا، أما إذا كانت

العبنة عير كافية ولم ينم اختيارها بعناية فإنها لس تمشل المجسوع تمثيلا دقيف ويكون التخمين في هده الحالة أقل دكاءاً. إن أى نتائج يتم اشتقاقها مس عبسات صغيرة أو غير ممثلة للمجتمع الأصل تعد نتائج مصللة ولايعتد بها.

ونضرب مثالاً آخراً للأثر السالب لعدم تمثيل العينة، وهو عندما تسرسل استفتاءات إلى مجموعة من الأفراد وهذا الاستفتاء يتضمن السؤال التالى:

هذا تحب الاجابة على التساؤلات التي تتضمنها الاستفتاءات؟ فإن معظم الأفراد الذين يجيبون بالنفى لايهتمون بالرد وبالتالي يخرجون من العينة. ومن ثم فإنه من الممكن أن تكون نتيجة الاستفتاء أن كل من استجاب وأرسل الاجابة تكون اجابته «نعم» وبذلك لاتكون العينة ممثلة للمجتمع الأصل تمثيلا صادقاً.

وفى مسح شامل للأسر بأحدى المدن حول أنواع المجلات الأسبوعية التى تقرأها الأسرة حيث كان السؤال الأساسى المطروح هو «ما هى المجلات التى تقرأها الأسرة؟»

وقد أشارت النتائج إلى ارتفاع نسبة قراء أحدى المجلات ذات المستوى الرفيع جداً من الناحية الثقافة وإلى انخفاض نسبة قراء احدى المجلات ذات المستوى الثقافي الأقل. وبالرغم من هذه النتائج فقد كان لدى الناشرين في ذلك الوقت الدلائل الكافية المؤكدة لتوزيع المجلة الثانية بأعداد أكبر بكثير من اعداد توزيع المجلة الأولى.

وقد يكون السبب في ذلك راجع إلى أن الأسر التي كمانت ضمن عينة البحث لم يصرح أفرادها بالحقيقة.

وفد صوح أحد علماء علم النفس بأن جميع أفراد المجتمع مصابين بالعصابية، وعندما سئل عن أسباب هذا الأدعاء أو عن الأساس الذى بنى عليه وجهة نظره اتضح أن جميع احتباراته قد طبقت على أفراد من المترددين على عيادته أى أن العينة غير ممثلة للسجتمع الأصل بالمرة.

وبعد الحرب العالمية الثانية تم تطبيق استفتاء على عينة من الزنوج في أحدى المدن الواقعة جنوب الولابات المتحدة الامريكية وقد تضمن الفريق اللذي قام بتطبيق الاستفتاء مجموعتين من الفاحصين احداهما من الزنوج والاخرى من البيض، وقد كان السؤال الرئيسي في الاستفتاء هو «هل ستصبح معاملة الزنوج أفضل أم أسوأ في حالة احتلال البابان للولايات المتحدة الامريكية؟». وأوضحت النتائج أن مجموعة الفاحصين الزنوج قد أشاروا إلى أن ٩٪ من المفحوصين أكدوا أن المعاملة ستكون أفضل في حين أشارت مجموعة الفاحصين البيض أن ٢٪ فقط من المفحوصين أشاروا إلى أن المعاملة ستكون أفضل وهذه النتائج توضع أن هناك تحيز في الاستجابات لدى المفحوصين يرجع لعدة أسباب أهمها الرغبة في اعطاء الاستجابة التي ترضى الفاحص.

حسن اختيار المتوسط:

في أحد الدراسات تم حساب متوسط دخل الفرد بالدولار الامريكي في احدى المدن في دولة نامية فكان مقداره ١٠,٠٠٠ دولار في العام، وبعد مدة زمنية قدرها عامان ثم حساب متوسط الدخل مرة أخرى لسكان هذه المدينة فكان مقداره ٢٠,٠٠٠ دولار أمريكي في السنة. فهل حدث نمو اقصادي لسكان هذه المدينة خلال عامين مقداره ١٠٠٪؟ في الواقع لم يكن هذا المتغير الكبير راجع للنمو الاقتصادى؟ إنما كان سبب اختلاف طريقة حساب متوسط الدخل، ففي المرة الأولى ثم حساب متوسط الدخل بإستخدام المتوسط الحسابي أى تم جمع مقادير الدخول لكل الأفراد ثم قسم المجموع على عدد الأفراد، وفي المرة الثانية ثم حساب المتوسط أي أن مقدار الدخل الذي يقع في المنتصف كان ٢٠,٠٠٠ دولار وكان من الممكن لو تم استخدام المنوال في حساب متوسط الدخل أن نحصل على قيمة ثالثة تختلف عن متوسط السابقتين. في مثل هذه الحالة نلاحظ أن عدم تحديد نوع المتوسط قد يؤدى إلى نتائج مضللة، فقد أعلنت أحدى شركات الصلب الأمريكية أن متوسط أجر العامل بها قلد زاد بنسبة ١٠٧٪ خلال فترة أقل من ١٠ سنوات فكانت هذه النسبة ليست حقيقية لأن معظم العاملين بهذه الشركة كانوا يعملون نصف الوقت عند بداية تعيينهم ولكن بعد عام كانوا يعملون كل الوقت مما أدى إلى زيادة أجرهم بمقدار الضعف. فنسبة زيادة الأجر بمقدار ١٠٧٪ التي أعلنت عنها المدكة ليست

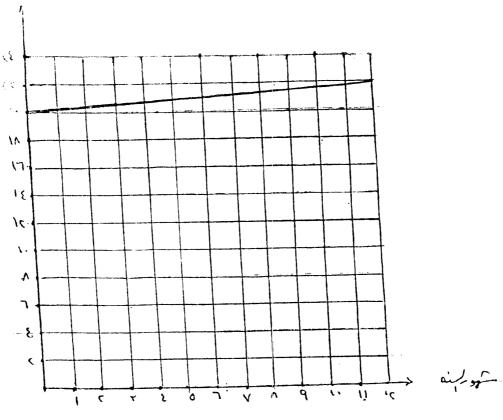
العينات الصغيرة

أعلنت إحدى شركات صناعة معجون الأسنان أن ٢٣٪ من مستعملي سوع المعجون الذي تتنجه الشركة قد تم شفاؤهم من أمراض اللئة التي كانوا يعانون منها وقد أعلنت الشركة هذه النتيجة بإجراء الاختبارات على ١٢فرد فقط أي أن هذه النتيجة لا يعتد بها.

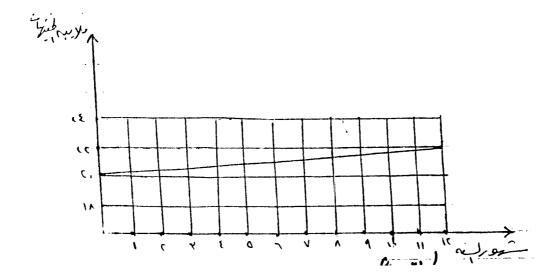
وهنا نتساءل ماهو عدد أفراد العينة الذي يكفي لتعميم النتائج؟ وبالطبع يعتمد عدد أفراد العينة على حجم المجتمع الأصلى الخاضع للدراسة. ففي إحدى المجلات الأسبوعية التي تهتم بموضوعات الأسرة ثم نشر معلومة تفيد بأن متوسط العمر الذي يستطيع فيه الطفل أن يمارس المشي هو ١,٤ سنه وهذه النتيجة تجعل كثير من الآباء يصابون بالاحباط إذا لم يتمكن اطفالهم المشي عند هذه السن. وفي هذه الحالة يكون سوء الفهم الناتج ليس راجع للمعلومة المنشورة وإنما يكون راجعاً إلى القارىء نفسه. وقد طبق أحد اختبارات الذكاء على طفلين خالد ومحمد، حصل خالد على نسبة ذكاء ١٠٨ وحصل محمد على نسبة ذكاء ١٩٧ أي أن نسبة ذكاء أعلى من المتوسط ونسبة ذكاء محمد أقل من المتوسط. ولكن هاتين النسبتين لاتعبران عن الحقيقة لأن اختبار الذكاء المستخدم أهمل عدد كبير من الخصائص مثل القيادة والابداع والاستعدادت العقلية والمعرفية والعينة المختلفة ,كذلك الحكم الاجتماعي.

الرسوم البيانية الخادعة:

إذا أردنا إعداد رسم بياني يوضح أن زيادة معدل الدخل القومي خلال عام كانت ١٠٪.



شكل (٣-٣) معدل الزيادة في الدخل القومي بالجنيهات خـلال عـام

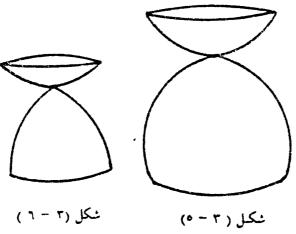


شكل (٣-١) معدن الزيادة في لدخل عدمي الحبيهات حلال عام

وبالرغم من أن الشكليس (٣-٣) ، (٣-٤) بوصحان نفس معمدل زيسادة الدخل القومي إلا أن تأثير كل منهما يختلف عن الآخر، فالشكل (٣-٣) يـوحي بأن الزيادة أكبر منهما في الشكل (٣-٤).

الصور التوضيحية الخادعة:

عد مقارنة الأجر الأسبوعي لعامليس أحدهما في بلد غنى والآخر في بلد فقير، وكان أجر الأول ٦٠ جنيه في الأسبوع وأجر الثاني ٣٠ جنيه في الأسبوع أيضا فإن الشكل التوضيحي لذات الدخل الأكبر (٣-٥) يظهر كأنه أكبر من ضعف الشكل التوضيحي لذات الدخل الأصغر (٣-٥).



كيف تحقق من الأساليب الاحصائية المستخدمة.

للاجابة على هذا السؤال نحاول الاجابة عن الأسئلة التالية:

1 - ما مدى تحيز الباحث للبيانات التى يجمعها ؟ فمن الممكن أن يجمع الفرد المعلومات المفضلة بالنسبة له ويتجاهل المعلومات التى لايريدها. ٢ - كيف توصل الباحث إلى المعلومات التى جمعها ؟ فى أحد استطلاعات الرأى قامت به مجلة تجارية بولاية شيكاغو الأمريكية، تسم إرسال الإستبيانات الى ١٢٠٠ شركة كبرى تسألها فيها عن مدى ارتفاع الأسعار بهذه الشركات.

تمارين على الفصل الثالث

(١-٣) أوجد المتوسط الحسابي والوسيط للأرقام التالية:

1 - V, 71, P, 11, A

ب - ۱۰۰ ۱۱۰ ۱۰۲ ۱۰۲ ۲۰۱۰ ۱۱۱ ۱۰۲

ج - ۲۲، ۲۲، ۲۲، ۲۶، ۲، ۹، ۱۸، ۲۵، ۲۱، ۲۹، ۲۳

(٣-٣) احسب المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالي:

77	۲.	١٨	17	١٤	17	١.	٨	الدرجة (س)
0	٣	0	١.	10	٥	٤	٥	التكرار (ك)

ثم احسب الوسيط والمنوال.

(٣-٣) احسب المتوسط الحسابي والوسيط من التوزيع التكراري التـالي.

-		_						
٤٥-٤،	-70	-٣.	-70	-۲.	-10	-1.	-0	فثات الدرجات (ف)
٦,					٦		٨	التكرارت (ك)

ثم استنتج المنوال.

(٣-٤) باستخدام الرسم احسب الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

۲۰-۱٦	-18	-17	-1.	- V	7	દ	-۲	ف
10	١.	١.	۲.	۲.	١.	١.	٥	ك

(٢-٥) إحسب المنوال بالرسم للتوريع التكراري التالي:

							-	
	٤٥-٤.	-70	 -10	-7.	-10	-1.	-0	
ı			1					
L			 ١.	۲.	١.	١.	١.	ڬ

(٦-٣) الجدول التالي يبن توزيع درجات ٢٠٠ تلميد في امتحان الرياضيات بالصف الأول الثانوي:

91.	-v.	-7.	-0.	- 5 .	-7.	-7.	-1.	فئات الدرجات
۲.	٤.	٣.	۸٠	١.	٥	0	1.	عات الدرجات
							' '	۱ ت

والمطلـــوب:

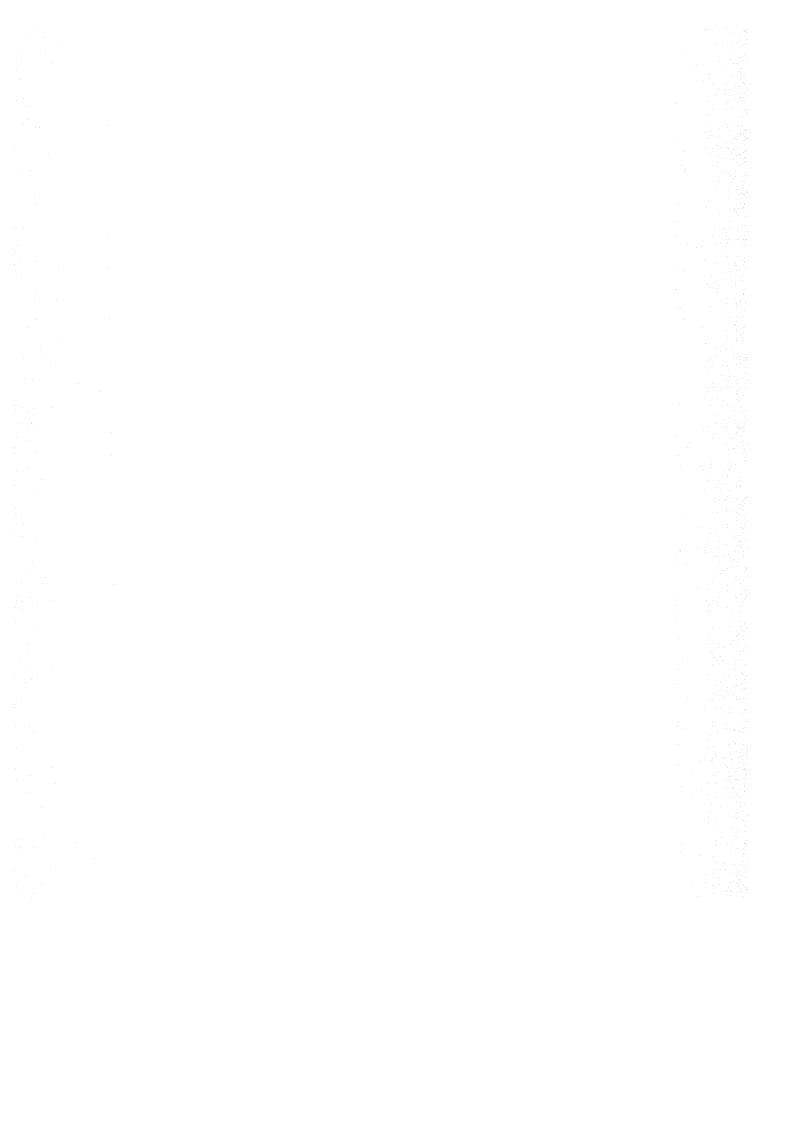
أ - حساب المتوسط الحسابي.

ب - حساب الوسيط

ج - حساب المنوال.

د – قارن بين القيم المتوسطة الثلاثـة السابقـة.

هـ - حساب معامل الاختلاف.



القصل الراسع

مقَاييسْ التباين (التشتّت) Measures of Variability

Range

المُـــدي

Mean Deviation

الانحراف عن المتوسط

Quartile Deviation

الانحراف الربيعي (الأرباعي)

Standard Deviation

الانحراف المعيارى

Variance

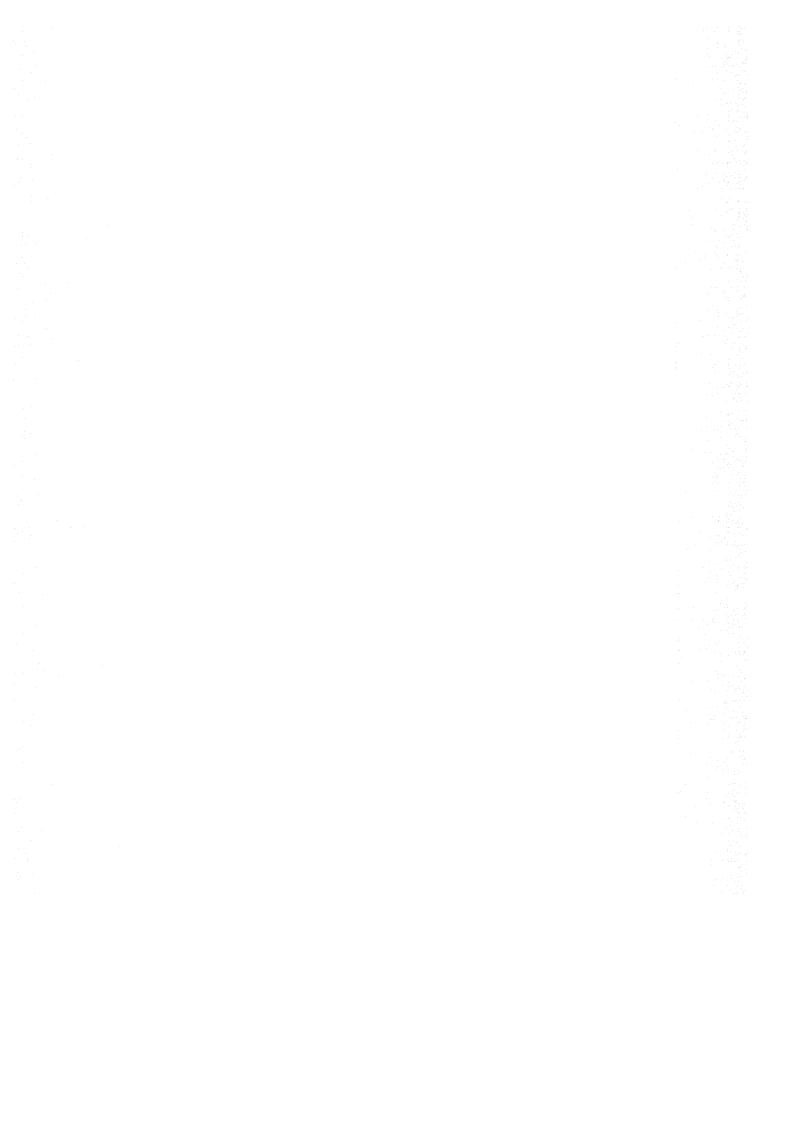
التَسَاين

Differential Cefficient

معامل الاختلاف

Percentiles

المئينيسات



كثراً ما نصدر أحكاماً تتعلق بفروق بين مجموعتين من الأفراد في قدرة من القدرات أو في من السمات، فإذا طبقنا أختباراً تحصيلياً في مقرر الآحصاء التربوى على مجموعتين من طلبة وطالبات الماجستير بكلية التربية ووجدنا أن متوسط درجات تحصيل الطلبة هو ٧٥ ومتوسط درجات التحصيل الدراسي للطالبات في هذا المقرر هو ٧٣، فإنه من الخطأ القول أن جميع الطلبة أفضل تحصيلاً دراسياً في الاحصاء التوبوى من الطالبات دون التعرف على الفروق الفردية في المجموعتين فقد تكون درجات الطلبة محصورة بين ٧٠ و ٨٥ درجة ودرجات الطالبات محصورة بين ٥٠ و ٥٥ درجة. ولذلك فإن إصدار الحكم على كل طالبة بأنها أقل تحصيلاً من أي طالب من مجموعة طلاب وطالبات الكلية يكون غير صحيح لأنه من الواضح وجود عدد منهن أفضل من وطالبات الكلية يكون غير صحيح لأنه من الواضح وجود عدد منهن أفضل من ين المتوسطين.

وعندما نستحدم المتوسطات في المقارنة بين المجموعات فإن المقارنة تكون غير كافية، لأن المتوسط وحده لايعطى فكرة دقيقة عن خصائص المجموعة. فإذا أنحذنا مجموعتين أ، ب كل منهما يتكون من خمس تلاميذ وكانت درجات كل مجموعة منهما في اختبار تحصيلي لمقرر الرياضيات موزعة كالتالي:

مجموعة (أ)

مجموعة (ب)

فإننا نلاحظ أن المتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين هو ٣١ والوسيط لكل منهما أيضاً هو ٣١، أي أن هاتين المجموعتين من التلاميذ تشتركان في أكثر من متوسط واحد مع ذلك فالفروق بين المجموعتين كبيرة، وذلك لأن المجموعة (أ) تنتشر درجاتها في مدى أوسع من المجموعة (ب) ومعنى ذلك أن

الفروق بين أفراد المجموعة الأولى أكبر منها بين أفراد المجموعة الثانيـة.

وعلى ذلك فإنه ينبغى علينا بالإضافة إلى حساب المتوسط كمقياس للمقارفة بين مجموعتين أن نضع في إعتبارنا أيضاً قياس تشتت كل مجموعة، ويقاس تشتت البيانات الإحصائية بمقايس التشتت التالية:

- ۱- الدي Range
- Y- الإنحراف عن المتوسط Mean Deviation
- ٣ الإنحراف الأرباعي Semi-interquartile
- ٤ الإنحسراف المعياري Standard Deviation
 - o التباين Variance
- 7 معامل الإختلاف Differential Coefficient
 - Percentiles ٧ المئينيات

وفيما يلي طريقة حساب كل منهما:

Range

(۱) المسدى

أ - المدى المطلق:

يعد المدى المطلق من أبسط أنواع مقاييس التشنت ويمكن حسابه كما يلى:

المدى المطلق = أكبر عدد - أصغر عدد

وهذا النوع من أنواع مقاييس التشتت لايعطى معلومات كافية عن انتشار قيم البيانات الإحصائية والسبب فى ذلك أن الأطراف قد تكون أكثر تطرفاً عن بفية أفراد العينة. فإذا كان لدينا درجات مجموعة من الأفراد فى إختبار الميول العلمية والأدبية موزعة درجاتهم كما يلى ٣١، ٢٨، ٦٥، ٤٧، ٥٨ فإن مدى الدرجات المطلق يساوى الفرق بين أكبر درجة وأصغر درجة.

أى أن المدى المطلق = ٢٥ - ٢٨ = ٣٧

وإذا كان لدينا درجات مجموعة أخرى من الطلاب موزعة كما يلي ٨، ١٧،

48 35 - 35 75

فإن المدي المطلق في عده الحالة هو:

TV = A - 20 = 100

وبالرغم من أن التوزيعين لهما نفس المدى إلا أنهما مختلفا فى درجة التشتت التى لايمكن لهذا المقياس تعيينه. وعند استخدام المدى المطلق للمقارنة بين تشتت مجموعتين فإن المقارنة قد تكون غير معبرة تعبيراً دقيقاً إذا قلنا أن تشتت أحد المجموعات أكبر وأقل من تشتت المجموعة الأحرى.

فمثلاً إذا كانت الأرقام التالية هي نسب ذكاء عشرة أفسراد وهي ١٣٠، ١٠٤، ١٠٥، ١٠١، ١٠٥، فإن المدى في هذه الحالة يحسب كما يلي:

المدى المطلق = ١٣٠ - ٩٩ = ٣١

فإذا استبعدنا درجة الفرد الأول فإن سيتغيسر ويصبح ١٠٦ - ٩٩ = ٧ وبذلك يتضع أن وجود درجات متطرفة يوثر تأثيراً بالغاً في المدى المطلق كأحد مقاييس التشتت.

ب - المدى الحقيقي:

يحسب المدى الحقيقي بإضافة واحد صحيح إلى المدى المطلق فمثلاً إذا كانت هناك فئة درجات ٥ - ١٠ فإن:

المدى المطلق لهذه الفتة هو ١٠ - ٥ = ٥

أما المدى الحقيقي فهو ٥ + ١ = ٦

لأن درجات هذه الفئة هي ٥، ٦، ٧، ٨، ٩، ١٠ وهذا ييسن أن المدى الحقيقي يزيد عن المدى المطلق بمقدار واحد صحيح.

Mean Deviation

(٢) الانحراف عن المتوسّط

هو أحد مقاييس التشتت الهامة والتي تستخدم في التعرف على مدى تجانس

مجموعة من الدرجات، لأنه كلما كانت فيم الدرجات متجانسة كانت الفروق بينها صغيرة وكانت انحرافات قيمتها عن متوسطها الحسابي صغيراً أيضاً. والعكس صحيح فكلما كانت قيم الدرجات متباينة كلما كانت الفروق بينها كبيرة وكانت انحرافات قيمتها عن متوسطها الحسابي كبير أيضاً. ويمكن تعيين الانحراف عن المتوسط باستخدام المعادلة التالية:

حيث ح هي الانحراف عن المتوسط، س تمثل الدرجات، س تمثل المتوسط الحسابي.

مثال (۱-٤):

إحسب الانحراف عن المتوسط للبيانات التالية: ٧، ١٢، ٥، ٦، ٤، ٣، ٨، ٢.

الحسسل

$$\gamma = \frac{\xi \Lambda}{\Lambda} = \dot{\tau}$$

وفيما يلى طريقة حساب الانحراف عن المتوسط. (١)

⁽١) أس - سُ إِتعني القيمة العديدة للفرق بغض النظر عن إشارة هـذا الفـرق

۲

جدول (١-٤) حساب الانحراف عن المتوسط

ζ	ح = س - سُ	الدرجة س
٦	٦	١٢
۲	۲	٨
١	١	٧
•	•	٦
١	1-	٥
۲	۲	·· '
٣	٣	٣
٣	٣-	٣
١٨		

.. مح | ح | = ۱۸

$$7,70 = \frac{1}{\Lambda} = \frac{2}{0} = \frac{1}{0}$$

حساب الانحراف عن المتوسط من التوزيع التكواري:

يمكن حساب الانحراف عن المتوسط من التوزيع التكرارى باتباع الخطوات التالية:

- ١ حساب المتوسط الحسابي.
 - ٢ حساب مراكز الفئات.
- ٣ حساب الفروق بين مراكز الفئات والمتوسط (س سُ).
 - ٤ ضرب الناتج من الخطوة السابقة في التكرارات.
 - ه نجمع العمود (س س) × ك.

٦ - نقسم الناتج من الخطوة السابقة على مجموع التكرارات فيكون خارج القسمة هو الانحراف عن المتوسط.

مثال (٢-٤): أوجد الانحراف عن المتوسط للبيانات الموضحة بالجدول التالي:

٤٠-٣٥	-٣.	-70	-7.	-10	-1.	-0	ف
٥		۲.	٣٠	۲.	١.	١.	<u></u>

الحسسل

جدول (٢-٤) حساب الانحراف عن المتوسطس-س الح

إس - سَ اك	اس - سَا	س × ك	س	এ	ڧ
184, 8	14,75	۷٥	٥,٧	١.	-0
۸٧,٤	۸,٧٤	170	17,0	١.	-1.
۴٧, ٤	٣,٧٤	70.	۱۷,٥	۲.	-10
17,7	1,77	٦٧٥	77,0	٣.	-7.
77,7	٦,٢٦	00.	۲۷,٥	۲.	-70
117,7	11,77	177,0	44,0	٥	-7.
177,7	17,77	۱۸٦,٥	TV,0	٥	140
,					
717,7		7172,.		١	

...*ش = ۲٤,۲۱*

يمكن تعريف الانحراف الربيعي (الإرباعي) بأنه القيمة التي تنحرف بها نقط الارباعي الأول والإرباعي الثالث عن الوسيط.

ويقصد بنقطة الإرباعي الأول هو المئين الخامس والعشرون وهي النقطة التي يقع تحتها ٢٥٪ تماماً من الدرجات ونقطة الإرباعي الثالث هي المئين الخامس والسبعون وهي النقطة التي يقع تحتها ٧٥٪ تماماً من الدرجات.

وهاتان النقطتان بالإضافة إلى الوسيط (المئين الخمسين) تقسم التوزيع الكلى للدرجات إلى أربعة أقسام متساوية أو إلى أربعة إرباعيات ويعرف الانحراف الإرباعي باسم نصف المدى الربيعي Semi-interquartile Range وبحسب الانحراف الربيعي من المعادلة التالية:

أى أن الانحراف الربيعي (نصف المدى الإرباعيي) هو نصف الفرق بين الإرباعيين الثالث والأول وفيما يلي خطوات حساب نصف المدى الربيعي:

۱ - نحسب رتبتى الإرباعيين الأول والشألث فترتيب الإرباعى الأول إذا كان عدد المفردات أو مجموع التكرارات هو (ن) يكون (ن/٤) وترتيب الثالث هو (٣٠/٤).

٢ - نحسب قيمة الإرباعيين الأول والثالث بنفس طريقة حساب الوسيط من التوزيعات التكرارية.

وتستخدم المعادلة التالية في تحديد قيمة الربيع الأول ر١ وقيمة الربيع الثالث(٣)

قيمة الربيع (الإرباعي) = الحد الأدنى للفئة الربيعية +

ترتيب الربيع - التكرار التجمع الصلعد للفئة قبل الربيعية
خول الفئة الربيعية
تكرار الفئة الربيعية

٣ - تحسب نصف المدي الربيعي من الذانون:

مثال (۲-٤):

احسب الانحراف الربيعي للتوزيع التكراري التـالي:

00-0.	-10	-1.	-70	-٣٠	-40	-7.	-10	-1.	ن.
١.	۲	١٤	١٤	١٨	۲.	17	٦	٤	ڬ

الحسسل

$$Vo = \frac{1 \cdot \cdot \times r}{4} = \frac{1 \cdot \cdot \times r}{4}$$

يحسب جدول التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي كما هو موضع بالجدول (٣-٤)

جدول (۲-۴) التوزيع التكواري المتجمع التصاعدي

التكرار المتجمع	أقل من الحد الأعلى	.1	
التصاعدي	للفئة	ك	ف
٤	أقل من ١٥	٤	-1.
١.	أقل من ٢٠	٦	-10
77	أقل من ٢٥	17	-7.
7.3	أقل من ٣٠	۲.	-10
7.	أقل من ٣٥	١٨	-*.
٧٤	أقل من ٤٠	١٤	-70
۸۸	أقل من ٤٥	١٤	-1.
٩.	أقل من ٥٠	۲	-{0
1	أقل من ٥٥	١.	00-0.
		١	

وهو أحد مفاييس التباين أو انتشنت ويرمز له بالرمزع في حالة عساب الانحراف المعيارى للعينات أما في حالة حسابه للمجتمع الأصل فسنوس ك بالرمز ٥ (ينطق الرمز ٥ سيجما).

granista Area

أ - طريقة حساب الانحراف المعياري من الدرجات الخام:

لحساب الانحراف المعياري نتبع الخطوات التالية:

- يحسب المتوسط الحسابي
- تحسب الانحرافات عن هذا المتوسط
- تحسب مربعات الانحرافات عن المتوسط
- نوجد مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط
- نحسب متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط
 ثم نوجد الجذر التربيعي للناتج فيكون هو الانحراف المعياري.

مثال (٤-٤):

احسب الانحراف المعياري للدرجات التالية:

1. 7 2 3 7 .1

$$\frac{7}{0} | \pm = \xi \qquad 0 = \frac{70}{0} = \omega$$

$$7, \Lambda \Upsilon \pm = \Lambda / \pm = \frac{\xi}{0} | \pm = \xi$$

جدول (٤-٤) حساب الانحراف المعياري من الدرجات

ح	س					
Y-	Y					
7-	Υ					
1-	ź					
١						
0	1					
,	70					
	\tag{7}					

مثال (٤-٥) احسب الانحراف المعياري للدرجات التالية:

م، ۷، ۸، ۹، ۱۱

۲۲	ح	
٩	7-	0
\	1-	v
	•	A
١	١	ą
٩	٣	11
۲.		٤٠

مثال (١-٤):

احسب الانحراف المعياري للدرجات التالية:

ه، ۷، ۸، ۲، ۹

$$\frac{1}{0} = \frac{70}{0} = \frac{1}{0}$$

COLUMN SANDAL SENSIONE SENSIONE SENSIONE SENSIONE SENSION SENSION SENSION SENSIONE S	THE THE PARTY OF T	n de la company de la comp
T T	ح	
٤	۲	٥
•	•	٧
1	, ,	٨
١	١	٦
	*	٩
١.	Comments is commented and comm	70

ب - حساب الانحراف المعياري من جمداول التوزيع التكوري: ﴿

٢ - حساب الانحراف المعارى للتوزيعات التكرارية البسيطة:

لحساب الانحراف المعياري من البيانات المبوبة في صورة توزيع تكراري بسيط فإننا نتبع الخطوات التالية:

- ١ نحسب المتوسط الحسابي البيانات
- ٢ نحسب انحرافات الدرجات عن المتوسط الحسابي (ح).
 - ٣ نطبق المعادلة التالية:

مثال (٤-٧):

, ,	٩	٨	V .	٦	٥	6	
٧	~					-	الدرجات
<u></u>	'	11	^	١	٤	٥	4)
							, ,

ح ۲ ك	7-		T	T	}
	37		س ك	1	س
٤٥	9	7-	۲.	0	
17	٤	7-	۲.	•	0
١	١	1-	٦		5
•	•	•	07	Α,	1
- 17	١	1	97	<u> </u>	٧
١٢	٤	*	 	. 17	٨
٨٠			- 44	٣	٩
		٣	۲.	۲	١.
1.8			710	40	المجموع

$$V = \frac{1 \cdot \xi}{ro} = \frac{2 \cdot v^{\pm}}{ro} = \frac{1 \cdot \xi}{ro}$$

$$1, \forall t = \tau, qv \pm = \frac{1 \cdot \xi}{ro} \pm \frac{2 \cdot v^{\pm}}{ro} = \frac{1 \cdot \xi}{ro}$$

٢ - حساب الانحراف المعارى من البيانات المبوبة ذي الفئات:

في هذه الحالة نتبع الخطوات التالية لحساب الانحراف المعياري:

١ - نحسب مراكز الفئات، ثم نحسب المتوسط الحسابي ونحسب انحرافات مراكز الفئات عن هذا المتوسط.

٢ -- نضرب تكرار كل فئة في انحرافها عن المتوسط، ثم نجمع حواصل الضرب جمعاً جبرياً (أي نراعي فيه الإشارات).

٣ - نضرب تكرار كل فئة في مربع انحراف مركزها عن المتوسط ثم
 نجمع الناتج.

٤ - نستخدم المعادلة التالية في حساب الانحراف المعياري:

مثال (٤-٨):

بشرط أن:

أوجد الانحراف المعياري للبيانات المبينة في الجدول التالي:

-0.	- { 0	- { .	-40	-٣.	-70	-7.	ف
11	77	70	۲.	١٢	٦	٤	丝

كح	ح۲	كح	ح	سك ا		ك	ن
1779,07	TTE, 19	٧٣,٢-	11,5-	9.	۳ ۲۲٫۵	 	-7.
1.77,88	۱۷٦,۸۹	٧٩,٨-	17,7-	170	TY,0	 	-70
۸۲,۶۸	٦٨,٨٩	99,7-	۸,٣-	٣٩.	٣٢,٥	 	-7.
۲۰۷,۸۰	١٠,٨٩	77-	٣,٣	٧٥،	٣٧,٥	 	-70
٧٢,٢٥	۲,۸۹	٤٢,٥	١,٧	۱۰٦۲,۵	<u> </u>	70	-1.
۹۸۷,۵۸	٤٤,٨٩	124,5	٦,٧	1,20	٤٧.c	77	-10
10.0,79	۱۳٦,۸۹	۱۲۸,۷	11,7		07,0	11	-0.
7		٤-		٤٠٨٠	,	١	

$$\hat{x} = \frac{1}{1} \cdot \hat{x} = \frac{1}{1} \cdot \hat{$$

تعتبر الطريقة العامة لحساب الانحراف المعيارى من أدق طرق الحساب لأنها لاتعتمد على الانحراف بطريقة ماشرة. وهذه الطريقة تستخدم في حالتي الدرجات الخام والتوزيعات التكرارية.

١ - إستخدم الطريقة العامة في حساب الانحراف المعياري من الدرجات

الخام: في هذه الطريقة نتبع الخطوات التالية:

١ - نحسب منوسطات الأعداد.

٢ - نحسب مربعات الأعداد.

٣ – نحسب مربع متوسطات الأعـداد.

٤ – نطبق القانـون

مثال (٤-٩)

الانحراف المعياري للدرجات التالية:

١، ٢، ٣، ٤، ٦، ١١، ١١، ١٢، ٢٢، ٢٣، باستخدام الطريقة العامة

	الال
س	س
1	`
£	*
٩	7
۲٠,	7
١٢١	11
1 8 8	- 17
707	17
٤٨٤	77
079	77
1012	97

٢ - استخدام الطريقة العامة في حساب الانحراف المعياري في التوزيعات التكرارية:

في هذه الحالة تصبح صورة المعادلة كما يلي:

ومثال (١٠-٤) يوضح طريقة استخدام المعادلة السابقة في إيجاد الانحراف المعيارى للتوريع التكراري البسيط.

مثال (۱۰-۱) احسب الانحراف المعارى للتوزيع التكراري التالي:

٨	٧	٥	į	۲	۲	7	U
۲ .	۲	٣	7	٥	٤	٣	ే

س کے	س	س × ك	٤	س
۱۰۸	77	١٨	٣	٦
17	٤	۸	٤	۲
٤٥	٩	10	٥	٣
97	١٦	71	٦	٤
٧٥	٥٢	١٥	۰.۳	٥
٩٨	٤٩	11	۲ ا	٧
177	78	17	۲	۸.
۲۲٥		11.	70	

خسواص الانحراف المعيارى

١ - يعتبر الانحراف المعيارى أهم مقياس من مقاييس التبايين لارتباطه
 بأغلب المقاييس الاحصائية مثل معاملات الالتواء والتفرطح والارتباط
 والدرجات المعيارية كما سيتضح فيما بعد.

٢ - للانحراف المعيارى قيمتان إحداهما سالبة والأخرى موجبة لأن قيمة الانحراف المعيارى هي الجذر التربيعي لكل من متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط مطروحاً من مربع متوسط الانحراف. ويرتبط هذا التعريف بالأسس الإحصائية التي اعتمدنا عليها في حساب قيمته.

بادسس المحمد المحدية للانحراف المعيارى ترتبط بحساب الجدر التربيعى. وبما أن القيم العددية للانحراف المعيارى ترتبط بحساب الجدر التربيعى. إذن فالعلامات الجبرية لهذه القيمة قد تكون سالبة وقد تكون موجبة لأن مربعات الأعداد السالبة أو الموجبة تكون دائماً موجبة.

٣ - يتأثر الانحراف المعيارى تأثراً شديداً بالدرجات المنظرفة فى التوزيع
 التكرارى نظراً لاعتماده المباشر على مربعات فروق الدرجات المتوسط

الحسابي. وعلى ذلك فالانحراف المعياري يتأثر بمتوسط الدرجات المتطرفة في التوزيع التكواري.

٤ - إذا أضيف عدد ثابت أو حذف عدد ثابت إلى جميع درجات توزيع
 تكرارى فإن قيمة الانحراف المعيارى لهذا التوزيع لا تتغير.

(٥) التَبـــايــن :

التباين هو متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط أى أنه مربع الإنحراف المعيارى (ع) والتبايين هو أهم مقاييس التشتت لأنه يعتمد على الانحراف المعيارى مباشرة.

التباين الوزنى :

هو تباين مجموعتيـن أو أكثـر. ولحساب تبايـن مجموعتيـن نتبـع الخطـوات التالية:

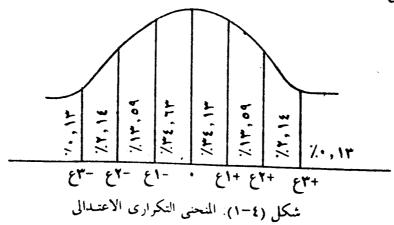
١ - نحسب المتوسط الوزني:

$$\frac{7\dot{0} + 67\dot{0} + 67\dot{0}}{61 + 67} = \frac{1}{6}$$

٢ - نحسب مربعات الفروق بين متوسط كل مجموعة والمتوسط الوزني
 كما يلي:

$$\frac{1}{1}$$
 التباین الوزنی = $\frac{1}{1}$ ناع $\frac{1}{1}$ + ناع $\frac{1}{1}$ + ناق $\frac{1}{1}$ + نام $\frac{1}{1}$

معنى التشتت في المنحني التكراري الاعتبدالي



الخطأ المتوى = الإنحراف عن المتوسط الحسابي المتوى = المتوسط الحسابي

(٦) مقامل الاختسلاف

يستخدم هذا القياس لمعرفة مدى التشابه أو الاختلاف بين مجموعة من القيم. ويمكن حساب معامل الاختلاف بقسمة الانحراف المعياري لمجموعة الدرجات على متوسطها الحسابي ثم نضرب اتج حارج القسمة في ١٠٠، أي أن:

مثال (١١-٤):

احسب معامل الاختلاف للدرجات التالية:

7 10 12 17 17

$$\frac{Y(Y \cdot)}{\circ} - \frac{9 \cdot}{\circ} \pm = Y(\frac{\omega^2}{\circ}) - \frac{Y(Y \cdot)}{\circ} \pm = \xi$$

$$1,\xi \setminus \xi = -Y \pm \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = \xi$$

س
۲
۲
٤
٥
٦
۲.

المئينات هي النقط التي تقسم التوزريع التكراري إلى أجزاء مئوية، ويشير المئين إلى مركز الفرد بالنسبة للجماعة التي ينتمي إليها حيث يدل المئين على النسبة المئوية للقيم التي تقع قبل القيمة المطلوبة، فإذا كانت الرتبة المئينية لطالب في اختبار للتحصيل الدراسي بالنسبة لطلاب فصله هي (٨٠ درجة) فإن معنى ذلك أن ٨٠٪ من طلاب الفصل يحتلون مكاناً أقل من المكان الذي يحتله هذا الفرد. ومعنى ذلك أنه كلما زادت الرتبة المئينية للدررجة كلما دل ذلك على أنها درجة كبيرة نسبياً لدرجات المجموعة.

خطوات حساب المئين:

$$x = \frac{|k|}{|k|}$$
 المجموعة $|k|$ المجموعة $|k|$

٢ - نتبع نفس الطريقة المستخدمة في حساب الوسيط لإيجاد قيمة المئين.
 أى نقوم بعمل التكرار المتجمع التصاعدي ومنه نعرف تكرار الفئة المئينية.

٣ - نحسب قيمة المئين من المعادلة:

قيمة المتين - الحد الأدنى للفنة المينية +

مثال (٤-١٧): إحسب المئين ٢٥ والمئين ٨٧ في التوزيع التكراري

۸۰-۷۵	-٧.	-10	-4.	-00	-••	-10	-1.	-70	- Y •	-40	-4.	-10	١.	-0	ن
7	٣	٧	٨	11	•	17	٩	٨	٧	ŧ	۳	٣	١	١	ಲ

جدول (٤-٥) حساب المتينيات من التوزيع التكراري

التكرار المتجمع التصاعدي	التكرارات	التكرارات
\	١	-0
۲		-1.
٥	٣	-10
٨	٣	-7.
17	٤	-70
19	V	-7.
**	٨	-40
77	٩	-1.
٤A	١٢	-10
٥٤	٦	-0.
٦٥	11	-00
٧٢	٧	-1.
٧٤	۲	-70
٧٧	٣	-7.
۸٠	_ ٣	-٧٥
	٨٠	

$$0 \times \frac{1}{\Lambda} + 0 = 0 \times \frac{19-7}{\Lambda} + 0 = 0 \times \frac{19-7}{\Lambda}$$

تحديد الوتية المينية المقابلة لإحدى الدرجات

لتحديد الرتبة المتينية المقابلة لإحدى الدرجات نتبع الخطوات التالية:

١ - نحدد الفئة التي تقع فيها الدرجة والحد الأدني لهذه الفئة.

7.,27 =

٢ - نحسب التكرار المتجمع التصاعدي للفئة قبل الفئة التي تقع فيها الدرجة.

٣ - نحسب عدد درجات الفئة التي تقبل عن الدرجة وهمو يساوى:

٤ - نجمع التكرار المتجمع قبل الفئة وعدد درجات الفئة التي تقل عن الدرجة فيتنج عدد جميع درجات المجموعة التي تقل عن الدرجة المعطاة.

٥ - نحسب الرتبة المئينية المطلوبة من المعادلة التالية:

مثال (٤-١٣):

احسب الرتبة المئينية للدرجة ، ٥ للبيانات الموضحة في المثال (٤-١٤)

الحسل

١ - الدرجة ٥٠ تقع في الفئة(٥٠-).

٢ - التكرار المتجمع للفئة قبل الفئة التي تقع فيها الدرجة ٥٠ وهـو ٤٨.

٣ - عدد الدرجات في الفئة التي تقل عن عدد الدرجة ٥٠

المئين المقابل للدرجة ٥٠ هـو ٧٥

مثال (٤-٤):

من التوزيع التكرارى في المثال (٤-١٢) احسب الرتبة المئينية للدرجة .٣٥,٦٣

الحسسل

الدرجة ٣٥,٦٣ تقع في الفئة (٣٥-)

والتكرار المتجمع للفئة قبـل الفئة (٣٥-) هـو ١٩:

.: عدد الدرجات في الفئة التي تقل عن الدرجة ٣٥,٦٣

مجموع عدد الدرجات التي تقل عن الدرجة ٣٥,٦٣

$$1=\lambda\times\frac{\cdot,77}{\circ}=\lambda\times\frac{7\circ-7\circ,77}{\circ}=$$

.. مجموع عدد الدرجات التي تقل عن الدرجه ٣٥,٦٣.

استِخدام مَقَاييس التباين في الدراسات النفسيَّة والتربويَّة وَالاجتماعيَّة

لكى يعطى الباحث صورة واضحة عن النوعة المركزية لمختلف درجات مجموعة من الأفراد ومدى تباينها وتوزيعها فإن الباحث يحتاج دائماً لأن يقرن ذكر قيم المتوسط الجسابي لمجموع الدرجات بقيمة أخرى توضح مدى تباعدها أو تقاربها عن بعضها البعض الآخر. فمعرفة تباين الدرجات يفيد كثيراً في أغراض البحث العلمي لأن معرفة مدى تباين درجات مجموعة من الأفراد في أحد الاختبارات تمكن من التعرف على خصائص هذه المجموعة بدقة.

وقد عرفنا أن المدى المطلق يستخدم قياس التشتت لمجموعة من الدرجات ولكنه يعتبر من أقبل مقاييس التشتت دقمة لأنه يتأثر بشدة بالدرجات المتطرفة التي لا تمثل مجموعة الدرجات التي تنتمي إليها. وعرفنا أيضاً أن الانحراف الربيعي يستخدم كمقياس للتباين ولكنه لايتعرض إلا لقيمتين هما الارباعين الثالث والأول في حين أن الانحراف عن المتوسط يستخدم جميع الدرجات وكذلك الانحراف المعياري يستخدم أيضاً كل الدرجات.

ويعتبر الانحراف المعيارى من أدق مقاييس التباين لأنه لا يتأثر بعـدد مفـردات العينة ولا بالدرجات المتطرفة فيها. وفيما يلى إيجاز لبعض استخدامـات مقـاييس التشتت فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعيـة.

أولاً: استخدامات المدى المطلق

يستخدم المدى المطلق في الحالات التالية:

 ١ - للتعرف على المسافة بين أقل درجة وأكبر درجة حتى يمكن اختيار مدى الفئة المناسب عند تقسيم هذه الدرجات إلى فئات.

۲ - يستخدم المدى المطلق عند التأكد من عدم وجود درجات متطرفة
 أو شاذة فى مجموعة الأفراد التى نقوم بـدراسة تشتت درجاتهـا.

ثانياً: استخدامات الانحراف الوبيعي

يستخدم الانحراف الربيعي في الحالات التالية:

- ١ الحصول على قياس تقريبي للتبايين في وقت قصير.
- ٣ عندما يكون المطلوب معرفة درجة تمركز الدرجات حول الوسط.
- عندما یکون المطلوب ایجاد مقیاس لتشتت توزیع تکراری مفتوح.

ثالثاً: استخدامات الانحراف عن المتوسط

يستخدم الانحراف عن المتوسط في الحالات التالية:

- ١ عند تقرير أوزان لجميع انحرافات الدرجات عن متوسطها حسب قربها أو بعدها عن المتوسط.
- ٢ عندما يكون المطلوب ايجاد معامل للتبايين أكثر دقة وأقبل تأثراً
 بالدرجات المتطرفة.

رابعاً: استخدامات الانحراف المعياري

يستخدم الانحراف المعارى فيما يلي:

- ١ ايجاد معامل دقيق للتباين، حيث يعتبر الانحراف المعيارى من أدق
 معاملات التباين.
- ٢ يحسب الانحراف المعبارى لاستخدامه في نواحي احصائية أخرى.
- ٣ يستخدم في حساب الدرجات المعيارية التي تساعد على المقارنة
 بين أفراد في مجموعات مختلفة من حيث درجات الاختبارات المختلفة.
- وفيما يلى عرض موجز لفكرة الدرجات المعيارية وطريقة حسابها وأنواع هذه الدرجات:

أولاً: الدرجات المعيارية واستخدامها في المقارنة بيس درجات الأفراد

إذا فرضنا أن لدينا تلميذين أحدهما في الفصل (ا) والثاني في الفصل (ب) بالصف الثاني بمدرسة أبي نصر الفارابي الابتدائية بالمدينة المنورة، وأننا علمنا أن التلميذ الأول حصل على ٨٥ درجة في مادة الرياضيات والتلميذ الثاني حصل على ٨٥ درجة في نفس المادة. فإننا لانستطيع أن نجزم بأن تلميذ الفصل (أ) أفضل من تلميذ الفصل (ب)، ولايمكن أن يكون لمشل هذه الدرجات والتي تسمى درجات خام Raw Scores دلالة دون تحويلها إلى درجات يمكن أن تأحذ في الاعتبار موضع كل تلميذ بين زملاء فصله وهذه الدرجات تسمى بالدرجات المعيارية. وفيما يلى طريقة حساب الدرجات المعيارية التي يمكن بواسطتها المقارنة بين الأفراد.

ثانياً: طريقة حساب الدرجات المعيارية

يمكن حساب الدرجة المعيارية (<) باستخدام المعادلة التالية:

س - سُ =>

حيث س هي الدرجة الخام المراد تحويلها الى درجة معيارية، س هي المتوسط الحسابي للدرجات، ع هو الانحراف المعياري لهذه الدرجات.

مثال (١٥-٤):

إذا حصل أحد التلاميذ على ٨٠ درجة في امتحان اللغة العربية وكان متوسط درجات تلاميذ فصله هو ٧٠ بانحراف معياري قدره ٥.

وحصل تلميذ ثان على ٧٥ درجة في امتحان اللغة العربية وكان متوسط درجات تلاميذ فصله في هذا الامتحان ٦٠ درجة بانحراف معاررى قدره ٤ فأى التلميذين أفضل في تحصيل اللغة العربية؟

للمقارنة بين التلميذين الأول والثاني نحول درجاتهما الى درجات معيارية ثم نقارن.

التلميذ الأول أقل من التلميذ الثاني في تحصيل اللغة العربية.

مثال (٤-١٦):

حول الدرجات التالية إلى درجـات معباريـة:

٥، ٧، ٨، ٩، ١١

Y		
٩	r-	0
1	1-	5
		V
	•	٨
1	1	٩
٩	٣	11
۲.		4
		۲.

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{2}{\sqrt{2}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{2$$

هذا ويتضع من مثال (٤-٥) أن الدرجات الخام لا تصلح للمقارنة بين الأفراد، أما الدرجات المعيارية فإنها تفيد في عمل مثل هذه المقارنة لأنها تعتبر وحدات مشتركة يمكن تحويل درجات المجموعتين إليها، وبذلك نكون قلد حولنا الدرجات جميعها إلى نوع واحد من الدرجات أو نوع واحد من المقايس مهما اختلفت الدرجات الأصلية. ويمكن تحويل أى درجة خام إلى درجات معيارية إذا عرفنا متوسطها وانحرافها المعياريي. والدرجات التي حصلنا عليها

نی مثالی (۱۵–۱۵)، (۲–۱۵)، (۲–۱۵) تسمی درجات زد (Z-Scores).

ويعاب على هذا النوع من الدرجات أنه قد يكون غير مريح من الناحية ويعاب على هذه الدرجات. العملية نظراً لوجود الإشارات السالبة والإشارات الموجبة في هذه الدرجات.

وسيتعرض المؤلف للدرجات المعيارية وأهم عيوبها بالتفصيل وكذلك الدرجات المعيارية المحولة في الفصل الخامس من هذا الكتاب.

استخدامات الرتب المئينية:

١ - تستخدم الرتب المئينية في الاختبارات النفسية بعامة للتعرف على
 الفروق الفردية في القدرات أو الصفات التي يقيسها الاختبار.

ر - يمكن استخدام الرتب المئينية في رسم التخطيط النفسي للأفراد، نظراً لأن الرتبة المئينية تعطى صورة واضحة عن مركز الفرد النسبي في المجموعة التي ينتمي إليها، ولكن ينبغي علينا في هذه الحالة أن نراعي عدم تساوى وحدات القياس المئيني في الرسم.

تمارين على الفصل الرابع

(١-٤) احسب الانحراف المعياري للدرجات التالية:

5 1 Y 17 10

(٢-٤) احسب الانحراف المعيارى للبيانات الموضحة في التوزيع التكرارى التالى:

ſ	٧٠-٦٠	-0.	-{.	-4.	-7.	-1.	ڧ
	١.	۲.	٣.	۲.	۲.	١.	ك

(٢-٤) احسب المئين ٥٠ والمئين ٩٠ من التوزيع التكراري التالي:

17-18	-17	-1.	- A	۲.	-{	-7	ف
١.	٣.	٤٠	٤٠	٤.	٣.	١.	1

(٤-٤) احسب الوسيط والمنوال للبيانات المبينة في الجدول التالي:

TO-T.	-70	-7.	-10	-1.	-0	ف
1 8	٣.	17	۲.	77	۲۸	1

ثم احسب الرتب المئينية المقابلة للدرجات التالية:

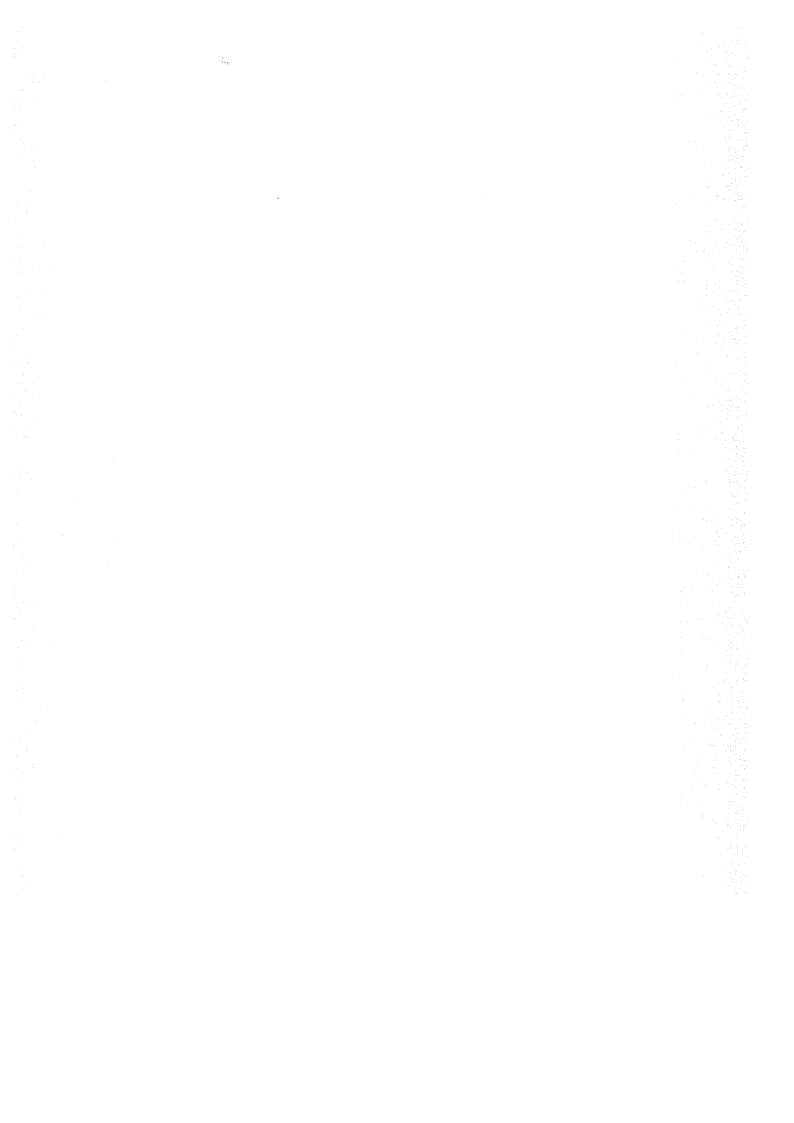
71. 11. 77

(٤-٥) احسب الانحراف الربيعي (نصف المدى الارباعي) للبيانات المبيئة في الجدول التالي:

X1-17	-10	-17	-9	-7	-٣	ڧ
۲.	۲.	۲.	۲.	۲.	١.	ك

(٦-٤) احسب معامل الاختلاف للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالي:

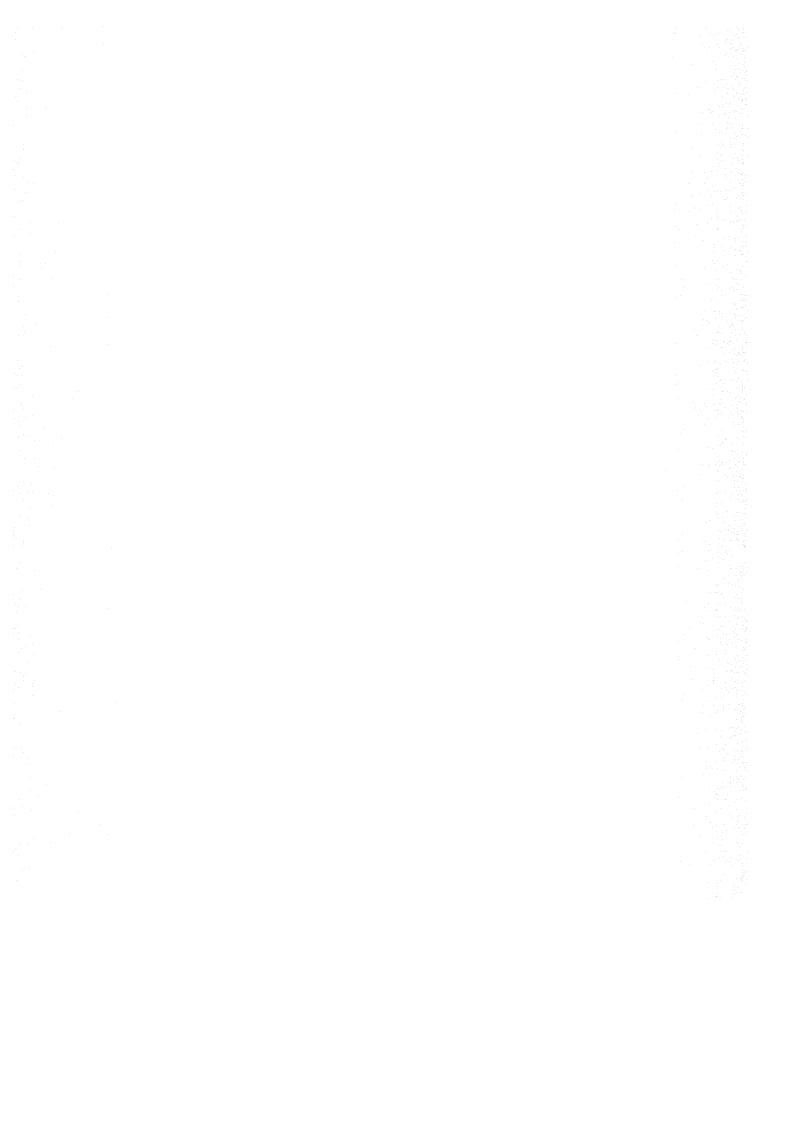
1711.	۰٩.	-7.	-0.	-y.	-1.	ف
10	١.	۲.	٣.	١.	10	<u>4</u>



الغصل الضامس

المعَايير الاحصَائيَّة السيكولوجية للتوزيعات التكراريَّة Psychological and Statistical Norms for Frequency Distributions

التوزيع الإعتدالي Normal Distribution أهم المعايير الإحصائية النفسية للتوزيعات التكراريـة



يعتبر تقويم (Evaluation) المعلم لتلامبيده في النواحي التحصيلية والعقلية والانفعالية المختلفة من أهم مجالات التقويم النفسي والتربوي. ويلجأ المعلم في سبيل ذلك إلى قياس قدرات التلاميذ التحصيلية والعقلية وقياس سماتهم المزاجية أيضاً. ويقوم المعلم بهذه العملية، عملية القياس، للتعرف على مستويات (Standards) التلاميذ التحصيلية والعقلية من أجل توجيه عملية التعلم (Learning) المدرسي توجيها سليماً بالإضافة إلى التعرف على السمات المزاجية للتلاميذ الذي يساعد على توجيه التلاميذ من النواحي النفسية والتربوية المختلفة. ويستخدم المعلم معيار (Norm) معين لتحديد درجة أداء الفرد بالنسبة لغيره من الأفراد أو بالنسبة للمجتمع الذي ينتمي إليه، وذلك لتحقيق غرض توجيه التعلم المدرسي توجيهاً سليماً.

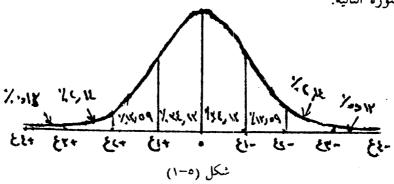
وفى الحالات التى يستخدم فيها الاختبار لأكثر من مرحلة عمرية أو لأكثر من مستويات العمر أو من مستوى تعليمى فإن المعايير ينبغى أن تتدرج حسب مستويات العمر أو الدراسة أو غيرها. فيكون لكل عمر زمنى أو مستوى تعليمى معيار تقاس عليه درجات أفراد العمر الواحد أو المستوى الدراسى الواحد. إن درجات الأفراد فى الاختبارات النفسية والتربوية المختلفة ليس لها معنى إلا إذا كان هناك المعيار الذى يمكن أن نقيس عليه هذه الدرجات ونحدد على ضوء هذا المقياس ما إذا كانت هذه الدرجات مرتفعة أو متوسطة أو منخفضة عن المستوى العادى للأفراد الذين هم فى سن هذا الشخص وظروفه.

وسيتعرض المؤلف في هذا الفصل إلى التوزيع التكرارى الإعتداليNormal وسيتعرض المؤلف في هذا الفصل إلى التوزيع التكراري الإعتدافة وطرق Distribution قبل استعراض المعايير الإحصائية النفسية بأنواعها المختلفة وطرق استخدامها.

التوزيع الإعتدالي وخصائصه

مقسدمة:

إن غالبية الطرق الإحصائية المستخدمة في الإحصاء الوصفى تقوم على أساس افتراض أن المتغيرات الإحصائية تتوزع توزيعاً اعتدالياً ويتخذ شكل هذا التوزيع الصورة التالية:



ويسمى الشكل (٥-١) بالمنحنى الإعتدالى أو المنحنى المعتدل وهذا المنحنى يلائم جميع المتغيرات الإحصائية التى يكون توزيعها طبيعياً، ولكن فى الحياة العملية نلاحظ أن بعض المتغيرات الإحصائية التى تتوزع توزيعاً يبتعد عن شكل هذا المنحنى وكلما زاد عدد عناصر العينة التى يأخذها الباحث زيادة كبيرة فإن توزيع هذه المتغيرات يقترب اقتراباً كبيراً من التوزيع المعتدل.

المقاييس التي تناسب المنحني الإعتدالي:

يفترض في البيانات التي يجمعها الباحث في العلوم التربوية والسلوكية والاجتماعية، أن توزيعها يلائم المنحنى الإعتدالي، وهذا الافتراض يقوم أساساً على نظرية النزعة المركزية التي تؤكد أننا إذا اخترنا عدداً كبيراً جداً من العينات عشوائياً من المجتمع موضع الدراسة، وكان حجم كل عينة من هذه العينات كبيراً جداً ومساوياً لحجم كل عينة من العينات الأخرى التي تم اختيارها عشوائياً.

فإن متوسطات هذه العينات تتوزع توزيعاً اعتدالياً حول المتوسط الحسابي للمجتمع كله.

وبصفة عامة فإن التوزيع الإعتدالي يتميز ببعض الخصائص العامة والتي يمكن إجمالها فيما يلي:

خصائص المنحنى الإعتدالي:

١ – يمثل التوزيع الإعتدالي بيانياً بمنحنى جرسى كما هـو مـوضح بأشكـال (١-٤)، (٥-١).

٢ - لا يتأثر شكل المنحني الاعتدالي بعدد العناصر التي تدخل في التوزيع.

٣ - منحنى التوزيع الإعتدالي هو منحنى متماثل حول الخط الرأسى المار بنقطة رأس المنحنى أى يوجد ٥٠٪ من التوزيع على يمين هذا الخط الرأسى (محور التماثل) ويوجد ٥٠٪ من التوزيع على يساره.

هذا وإذا ابتعدنا عن محور التماثل يميناً أو يساراً بمسافات متساوية فإن التوزيعين على اليمين وعلى اليسار يكون لهما نفس النسبة المئوية.

٤ - يتركز حول محور التماثل في التوزيع الإعتدالي أكبر عدد من البيانات
 الإحصائية ويقل العدد بالتدريج كلما بعدنا عن محور التماثل يميناً أو يساراً

ه - لا يوجد حد أعلى ولاحد أدنى للتوزيع الإعتدالى وكلما ابتعدت العناصر عن رأس التوزيع الإعتدالى كلما زادت فرص حدوثها وكلما اقتربت من ذيل المنحنى بعداً عن محور التماثل كلما قلت فرص حدوث هذه العناصر إلى الحد الذي يمكن فيه إهمالها.

٦ جميع مقاييس النزعة المركزية (المتوسط الحسابي - الوسيط - المنوال) تقع على نفس البعد من محور التماثل يمينه أو يساره.

المنحنى الإعتدالي المعياري Standardized Normal Curve

يسمى المنحنى الإعتدالي الذي يرسم باستخدام الدرجات المعارية للاختبارات التربوية والنفسية المختلفة بالمنحنى الإعتدالي المعياري. وهذا المنحني يفيد في دراسة الإحصاء الوصفى لما يتميز به من خصائص إحصائية.

خصائص المنحنى الإعتدالي المعيارى:

- ١ متوسط الدرجات يساوى صفراً.
 - ٢ الانحراف المعياري يساوي ١.
- ٣ المساحة المحصورة بينه وبين المحور الأفقى (محور س) تساوى ١,٠٠.

المساحات تحت المنحني الإعتدالي:

حيث أن المنحنى الإعتدالي يستخدم كثيراً في التفسير الإحصائي لدرجات الاختبارات النفسية فإن الكاتب قد أعد حساب للمساحات التي تقع تحت هذا المنحنى في جداول خاصة ألحقها بهذا الكتاب يمكن الرجوع إلى الملحق رقم(١).

فى هذه الجداول نلاحظ أن العمود الأول يمثل قيمة الدرجات المعيارية (<)، وهنا تجدر الإشارة إلى أن الدرجات الموجبة فقط هى التى دونت فى الجداول المشار إليها لأن قيم الدرجات السالبة هى نفسها قيم الدرجات الموجبة ما عدا تغيير الإشارة.

أما العمود الثاني في هذا الجدول فإنه يوضح المساحات التي تحت المنحني الإعتدالي المحصورة بين المتوسط والنقط التي تبين درجات الانحراف المعياري.

والعمود الثالث في هلمه الجداول يعطى المساحات تحت المنحني الإعتـدالي والتي تقع خلف درجة معيارية معينـة في اتجـاه واحـد.

ومن هذا الجدول يمكن حساب المساحة الواقعة تحت المنحنى الإعتدالي بين أى درجتين معيارتين.

ولتوضيح طريقة استخدام الجداول المخصصة للمساحات الواقعة تحت المنحنى الإعتدالي بين أي درجتين معيارتين نفترض أننا حصلنا على درجات مجموعة من التلاميذ في أحد الاختبارات التحصيلية وحولناها الى درجات معيارية لها توزيع تكراري معتدل وكان متوسط هذه الدرجات هو ٥٠ والانحراف المعياري لها هو ١٥ فما قيمة المساحة التي تقع تحت الدرجات التي تزيد عن ٢٦؟

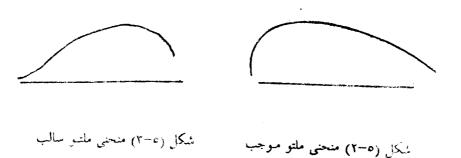
ولحساب قيمة المساحة التي تقع تحت اللرجات التي تزيد عن ٦٦ نحول هذه الدرجة إلى درجة معيارية كما يلي:

$$1_{\mathcal{I}} \cdot V = \frac{17}{10} = \frac{5. - 77}{10} = >$$

وبالرجوع إلى جدول المساحات أسفل المنحنى الإعتدالى فإننا سنحصل على القيمة من العمود الثالث الذى يمثل المساحة خلف الدرجة المعطاه فنجد أن قيمتها في الحدول ١٤٣٠، وهي قيمة أكثر قليلاً من ١٤٪ من درجات الاختبار التحصيلي في توزيع المرجات الإعتدالي أي أن هذه النسبة تبيين نسبة عدد الحاصلين على أكثر من ٦٦ درجة في التوزيع الإعتدالي لدرجات الاختبار.

Skewness

بعد أن رأينا أهمية التوزيع التكرارى الإعتدالى وعرفنا خصائصه، وتجدر الإشارة إلى أن المنحنى الإعتدالى المعيارى نادر الحدوث من الناحية العملية، ولكننا نحصل عادة على منحن إما قريب من التماثل أى قريب من المنحنى الإعتدالى المعيارى أو منحن ملتو. وقد يكون الالتواء موجباً أو سالباً والأشكال النالية تبين المنحيات الملتوية الموجبة والسالبة.



ولقياس درجة إلتواء المنحن سواء كان هذا الالتواء سالباً أو موجياً فإنه توجد ثلاثة مقاييس للالتواء يمكن استخدام أى منها. وهذه المقاييس يرمز لها بالرموز تر، تر، تر، على الترتيب. ويمكن حساب كل منهما كما يلى:

$$\frac{||h||_{1}}{||h||_{2}} = \frac{||h||_{2}}{||h||_{2}} = \frac{||h||_{2}}{||h||_{2}}$$

وهذه المعادلة أيضاً تسمى معامل بيىرسون الأول للالتواء.

$$\frac{\pi}{(|| \text{لتوسط الحسابى} - || الوسيط)} = ۱ (المتوسط الحسابى) (۲) تعراف المعيارى$$

وهذه المعادله أيضاً تسمى معامل بيرسون الثناني للإلتواء

$$("")$$
 $=$ $\frac{(|k'_{(1)}|^2) |k'_{(2)}|^2}{|k'_{(1)}|^2} |k'_{(2)}|^2}{|k'_{(1)}|^2} |k'_{(2)}|^2}$

مثال (٥-١):

أوجد معامل إلتواء المنحني الناتج من التوزيع التكراري للبيانات التالية:

-9.	-7.	-0.	-7.	-1.	ف
10	۲.	٣.	۲.,	10	ట

I				7	—————————————————————————————————————		•
ح ک	ح ك	۲	ح	سك	مراكز الفئات (س)	1	
7 2	7	17	٤٠-	٣	7.	10	-1.
۸۰۰۰	٤٠٠-	٤٠٠	7	۸۰۰	٤٠	۲.	-7.
•	•	•	•	١٨٠٠	7.	٣.	-0.
۸۰۰۰	٤٠٠	٤٠٠	Y.+	17	۸٠	۲.	-v.
78	7	17	٤٠+	10	١	10	-9.
12				7		١	

$$7. = \frac{3...}{1..} = \frac{3...}{2} = \frac{3...}{1..}$$

$$3 = \frac{3...}{2} = \frac{3...}{2} = \frac{3...}{2}$$

$$3 = \frac{3...}{2} = \frac{3...}{2} = \frac{3...}{2}$$

$$4 = \frac{3...}{2} = \frac{3...}{$$

ثانياً: حساب الوسيط

التكرار المتجمع	أقل منالحدود	ك	ف
10	أقل من ۳۰	\ o	-1.
٣٥	أقل من ٥٠	۲.	-7.
70	أقل من ٧٠	٣.	-0.
٨٥	أقل من ٩٠	۲.	-v.
١	أقل من ١٠٠	10	-9.
		١	

$$7. = Y. \times \frac{10}{Y.} + 0. =$$

$$\sqrt{v} = \frac{1 \cdot v \times r}{2} = \frac{v \times r}{2} = \frac{v \times r}{2} = v \times r$$

$$\frac{(|Y_{\zeta}|^2)}{(|Y_{\zeta}|^2)} |Y_{\zeta}|^2 - |Y_{\zeta}|^2 - |Y_{\zeta}|^2} |Y_{\zeta}|^2}$$

$$\frac{(|Y_{\zeta}|^2)}{(|Y_{\zeta}|^2)} |Y_{\zeta}|^2} |Y_{\zeta}|^2}{(|Y_{\zeta}|^2)} - |Y_{\zeta}|^2} |Y_{\zeta}|^2} = 0$$

$$\frac{(|Y_{\zeta}|^2)}{(|Y_{\zeta}|^2)} = 0$$

ويلاحظ أن قيمة الالتواء تساوى صفر باستخدام الطرق الثلاثة السابقة، ومعنى ذلك أن البيانات يمكن تمثيلها بيانياً بمنحن ينطبق نماماً على المنحني الإعتدالي والمثال (٥-١) يوضح خصائص المنحنى الإعتدالي ويحققها كما سبق استعراضها في هذا الفصل وهذه الخصائص تنضح من تساوى مقاييس النزعة المركزية الئلاثة فكل منها يساوى ٦٠.

مثال (٥-٢):

احسب معامل الالتواء للتوزيع التكرارى التالى وذلك باستخدام طرق معامل بيرسون الأول ومعامل بيرسون الثانى وكذلك طريقة الارباعيـن الأعلى والأدنى والوسيط للتوزيع التكرارى التالى:

-17	- ٤١	-47	-71	-~Y7	-71	-17	ن
17	٧.	٤٠	۲.,	١	٤ ٤.	۸٠	ف

الحـــل الجدول التالي يبين التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي للبيانات المعطاة:

التكرار المتجمع التصاعد	٥	ن
٨٠	٨٠	-17
١٧٤	11	-71
771	١	-۲7
171	۲.,	-۲1
ኒ ግኒ	٤٠	-٣٦
, ٤٨٤	۲.	-11
٥.,	١٦	-17
	٥	

$$r_{1,70} = 0 \times \frac{r_7}{r_{1}} + r_1 =$$

$$0 \times \frac{\Upsilon \Upsilon \xi - \Psi V 0}{\Upsilon \Upsilon \xi - \xi \Psi \xi} + \Psi 1 = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times$$

$$\Upsilon \xi, \forall \forall o = o \times \frac{101}{1..} + \tau \gamma =$$

ولحساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري نقوم بإعداد الجدول التالي:

ح ۲ ك	ح ك	۲	ζ.	س ك	مراكز	<u>ئ</u>	ن
1101.	۹٦	1	17-	۱٤۸۰	۱۸.۵	۸۰	-17
7.07	٣٠٨-	٤٩	v –	1.48	77.0	11	-71
٤٠٠	۲	٤	7-	TA0.	۲۸.۵	١	-47
١٨٠٠	٦	٩	٣	77	77.0	۲.,	-71
707.	47.	٦٤	٨	108.	۳۸.۰	٤٠	-٣٦
77.	77.	179	١٣	۸۷۰	٤٣.٥	7.	-11
1111	۸۸۲	772	۱۸	777	٤٨.٥	17	-17
709	صفر			1070.		٥	

معامل بيرسون الأول للألتواء = المتوسط الحسابى - المنوال الإنحراف المعيارى الأول المعيارى =
$$\frac{\Upsilon , 90 - \Upsilon , 90 - \Upsilon , 90}{V, \Upsilon}$$
 .. معامل بيرسون الأول = $\frac{\Upsilon , 80 - \Upsilon , 80}{V, \Upsilon} = \frac{\Upsilon , 80 - \Upsilon , 80}{V, \Upsilon}$

$$\gamma(||x||^2 - ||x||^2) = \frac{\gamma(||x||^2 - ||x||^2)}{||x||^2}$$
 : معامل بیرسون الثانی للألتواء =

$$\cdot, \xi \lambda - = \frac{(\Upsilon 1, 70 - \Upsilon \cdot, 0)\Upsilon}{V, \Upsilon} =$$

معادلة حساب الالتواء باستخدام الارباعيين الأدنى والأعلى والوسيط هي:

$$\frac{(\Upsilon7, \cdot \circ - \Upsilon1, 7\circ) - (\Upsilon1, 7\circ - \Upsilon2, VA)}{(\Upsilon7, \cdot \circ - \Upsilon1, 7\circ) + (\Upsilon1, 7\circ - \Upsilon2, VA)} =$$

$$\cdot, \Upsilon \Lambda - = \frac{\Upsilon, \xi \Upsilon - }{\Lambda, \Upsilon \Upsilon} = \frac{\circ, 7 \cdot - \Upsilon, 1 \Upsilon}{\circ, 7 + \Upsilon, 1 \Upsilon} =$$

مما سبق يتضح أن إلتواء التوزيع التكراري السابق هـو التـواء سالب وصغيـر.

المعايير النفسئية للتوزيعات التكوارية

يمكن تصنيف المعايير النفسية للتوزيعات التكرارية إلى نوعين رئيسيين هما:

- أ معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية وهي:
 - ١ معايير العمر.
 - ٢ معايير الفرق الدراسية.
 - ٣ المئينيات.
 - ٤ الدرجات المعيارية.
- ب -- معايير تعتمد على التوزيع التكراري الإعتىدالي وهي:
 - ١ المعيار التائي.
 - ٢ المعيار الجيمي.
 - ٣ السباعي المعياري.
 - ٤ التساعى المعيارى.

وفيما يلي عرض موجز لكل نوع من هذه المعايسر.

أولا: مَعايير تعتمد عَلَى التوزيعَات التكواريَّـة التجرييُّـة

Age Equivalent Norm

(أ) معيار العمر

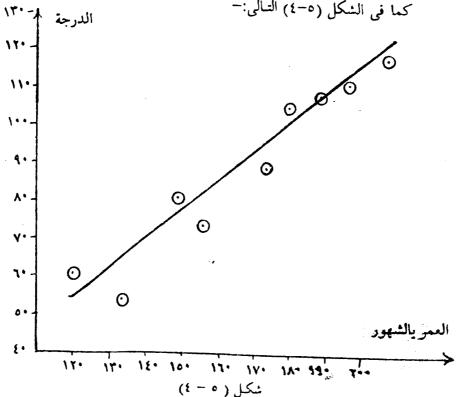
طريقة حساب معيار العمسر

لحساب معيار العمر نتبع الخطوات التالية:

نطبق الاختبار النفسى أو التربوى على عينات من الأفراد من أعمار زمنية متالية ويفضل أن تحول هذه الأعمار إلى الشهور وتحسب فئات الأعمار التي تمتد إلى سنه زمنية بحيث تبدأ من منتصف السنة السابقة لها وتمتد في مداها إلى ما قبل منتصف السنة التالية لها بشهر واحد فمثلاً يحسب العمر الزمني للطفل الذي يبلغ من العممر ١٢ سنة من ١١ سنة و٦ شهور إلى ١٢ سنة و٥

شهور أى من ١٥٠ إلى ١٦١ شهواً أى أن مدى كل عمر ١٢ شهر.

- يحسب التوزيع التكواري للوجات الأفراد في كل فئة من الفئات العمرية ثم يحسب من ذلك التكرار، المتوسط الحسابي لدرجات هؤلاء الأفراد.
- يرسم خط بياني ليدل على العلاقة بين متوسط الدرجات والاعمار الزمنية كما في الشكل (٥-٤) التالي:-



من الشكل السابق يمكن تعيين درجات الاختبار إذا عرفنا عمر فرد معين وهذا يفيد عند تطبيق اختيلو يقيس القلوة العددية مثلاً فإنه يمكن حساب النسبة العقلية العددية من المعادلة التالية:

هذا وقد لخص فؤاد البهى السيد (١٩٧٩). نسبة الذكاء والنسبة التعليمية والنسبة التحصيلية على النحو التالي:

عيوب معايير العمر:

يعاب على معايير العمر الزمنى أنها تعتمد فقط على الأعمار الزمنية، وإذا استخدمت في النواحي التحصيلية، فطالب الفرقة الثانية بالمرحلة المتوسطة البالغ من العمر ١٢ سنة لابد وأن يتفوق على طالب الفرقة الأولى البالغ من العمر ١٢ سنة أيضاً. أي أن الاختبار يضير الطالب الذي عمره ١٢ سنة ومقيداً بالصف الأول المتوسط لأنه إذا كان هذا الاختبار من النوع التحصيلي فإنه يعتمد في جوهره على ما درسه طالب الصف الثاني المتوسط ولم يدرسه طالب الصف الأول بالرغم من تساويهما في العمر الزمني، ولكن إذا كان الاختبار متحرراً من النواحي التحصيلية المدرسية كأن يقيس القدرات العقلية العامة مثلاً فإن الاختبار يكون صالحاً لتحديد تلك المعايير. وفيما يلى موجز لأهم عيوب معيار العمر:

١- النمو العقلى أو التحصيلي لايساير تماماً النمو النزمني للأفراد ومن هنا فإن النسبة لاتظل ثابتة.

٢ - إن نمو الذكاء لا يستمر مدى حياة الانسان ولكنه يقف عند سن معين ولذلك فمهما تقدم عمر الفرد فإننا نفترض حداً ثابتاً لنموه الزمنى وهو السن الذى يتوقف عنده الذكاء.

٣ - النمو التحصيلي لايستمر في النمو طوال العام بمعدلات ثابتة ولكنه
 يختلف من مقرر دراسي إلى مقرر آخر.

(ب) معيار الفرق الدراسية:

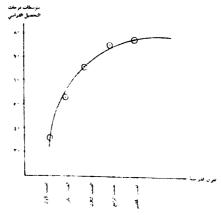
طريقة حساب معيار الفرق الدراسية:

١ - يطبق الاختبار، المراد عمل معيار للفرق الدراسية على أساسه، على
 عينة كبيرة من التلاميذ ويشترط أن تكون هذه العينة ممثلة للصفوف المختلفة
 في وقت واحدا.

٢ – يحسب المتوسط الحسابي لتحصيل التلاميذ في كـل فرقـة دراسيـة.

٣ - يعمل تمثيل بياني لمتوسطات هذه الدرجات بحيث تمثل الفرق الدراسية
 على المحور الأفقى والمتوسطات الحسابية على المحور الرأسى.

٤ - يرسم منحنى أملس بحيث يمر تقريباً من مواضع النقط الممثلة
 للمتوسطات الحسابية كما في الشكل (٥-٥) التالى:-



شكل (٥-٥) رسم بياني لمتوسطات درجيات التحصيل البدراسي للتلاميلة في الفسرق المختلفية

٥ - نمد المنحني السابق من طرفيه الأعلى والأدني.

٦ - يستخدم المنحنى السابق فى تحديد معبار الفرقة التى تنفق مع درجة
 كل تلميذ.

هذا ونقسم المسافة بين كل فرقة وأخرى إلى عشرة أقسام إذ أن هذا التقسيم يتفق مع شهور السنة الدراسية التى تبدأ فى شهر سبتمبر وتنتهى فى شهر يونيو. وهذه الفترة هى تسع شهور كل مهنا يمشل جزء من العشرة أقسام النى تفصل بين الفرقة والأخرى أما القسم العاشر فيمشل فترة الإجازة الصيفية ومدتها ٣ شهور ولكنها ممثلة بشهر واحد فقط على افتراض أن النمو الحادث فى خلال هذه الشهور الثلاثة يعادل نمو شهر واحد أثناء الدراسة.

عيوب معايير الفرق الدراسية

بالرغم من أن معايير الفرق الدراسية تعد من أهم معايير التحصيل في المرحلة الابتدائية وأن هذه المعايير تتميز بالسهولة إلا أنه يؤخذ عليها المآخذ التالية:

(۱) هذه المعايير تفترض أن معدل النمو منتظم طوال السنة الدراسية وتفترض أن الثلاثة شهور التي تمثل الاجازة الصيفية تمثل النمو الدراسي لشهر واحد من شهور الدراسة. وهذا لايتفق مع حقائق النمو المعرفي، فالقدرة على القراءة مثلاً ترتبط بالنمو العقلي للتلميذ والنمو العقلي مستمر طوال العام. أما تعلم الحساب فإنه يتأثر بفترة الدراسة فقط بل أن عوامل النسيان ننيجة الإجازة الصيفية الطويلة قد تؤخر النمو في القدرة الحسابية وهذا وأن التلميذ أثناء العام الدراسي يكون أسرع في نهاية العام عن بدايته وهذا يثبت عدم دقة افتراض أن النمو مستمر ومنتظم طوال العام.

(٢) إنه من الصعوبة عمل معايير تمتد إلى مدى كبير من التلاميذ الذين يؤدون الامتحان، بل نحصل على معايير الدرجات العليا والدرجات الدنيا بطريق غير مباشر وهو استكمال المنحنى في كل من طرفيه الأعلى والأدنى.

(٣) إذا فرضنا استكمال المنحنى فإنه من الصعب تفسير الدرجات الواقعة في الجزء المستكمل لأنها لا تمثل الواقع وإنما تمشل متوسطاً فرضياً.

(٤) معايير الفرق الدراسية غير دقيقة نظراً لأنها تفترض تساوى أوزان المقررات الدراسية التى وضعت هذه المعايير لتقييمها وكذلك تفترض تساوى الأهمية النسبية لهذه المقررات فى المنهج الدراسى بالفرقة الواحدة فى الفرق الدراسية المتعاقبة.

Percentiles (ج) المئينيات

نتبع طريقة حساب المئتين الواردة في الفصل الرابع من هذا الكتاب ونوجزها فيما يلي:

١ - ننشىء جدولا ونكتب فيه الدرجات أو فتات الدرجات في العمود الأول، ونكتب تكرار الدرجات أو فتات الدرجات في العمود الثاني. هذا ونحسب التكرار المتجمع التصاعدي ويكتب في العمود الثالث.

٢ - نحسب الترتيب المئيني أي عدد الدرجات التي تسبق المئين المطلوب وحتى هذا المئين.

يحسب المئين من المعادلة التالية:

رتبة الدين - التكرار المتجمع التصاعدى للفئة المدينية - خطول الفئة الدينية المدينية المدينية

ويمكن حساب رتية المئين باتباع الخطوات التالية:

١ - نبين عدد الأفراد الحاصلين على كل درجة من الدرجات.

٢ - نحسب التكرار المتجمع التصاعدي.

٣ - نحسب النسبة المئوية لعدد الأفراد الحاصلين على درجات أقبل من كل درجة وذلك بقسمة عدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من كل درجة على المجموع الكلى.

- ٤ نرسم الخط البياني للنسبة المئوية للتكرار المتجمع التصاعدي.
 - ٥ -- من الرسم يمكن معرفة الترتيب المئيني لصاحب كل درجة.

فوائد المئينات والرتب المئينية:

- ١ سهولة حسابها وسهولة تفسيرها من جانب الفاحص الذى لم يتدرب تدريبا كافياً على تفسير المعايير المختلفة والافادة من نتائج الاختبارات.
- ٢ تستخدم الرتب المئينية في عمل معايير الاختبارات الخاصة بالأطفال والراشدين على السواء.
- ٣ يمكن جمع الرتب المئينية للحصول على المستوى التحصيلي العام.
- ٤ يمكن مقارنة مستويات التلاميذ كما تحددها الرتب المئينية في
 الاختبارات المختلفة.

عيوب المعايير المئينية:

من أهم عيوب المعايير المئينية ما يلي:

- ۱ عدم تساوى وحدات المعايير المئينية خصوصاً عند طرفى التوزيع التكرارى.
- ٢ تزداد حساسية المئينيات للفروق بين الدرجات حول المتوسط بينما
 تقل حساسيتها للفروق المتطرفة في الاتجاهين الموجب والسالب.
- ٣ تعطى الدرجات المئينية صورة صادقة لمركز الفرد أو رتبته بين أفراد عينة التقنين ولكنها لا تبين مقدار الفرق بين درجته ودرجات الأفراد الآخرين.
- ٤ لاتصلح الدرجات المئينية في حساب المتوسط ومعامل الارتباط وبعض المقاييس الاحصائبة الأخرى لأن نتائج استخدامها تختلف عن نتائج المقاييس المئينية على الدرجات الخام.
- إن المعاير المئينية تحتاج إلى عينات تقنين تمثل كل نوع خاص
 من أنواع المواقف والجماعات وهذا يزيد من صعوبة المعيار المئيني على نطاق واسع.

(د) الدرجات المعيارية:

عرفنا من الفصل الرابع من هذا الكتاب كيفية حساب الدرجات المعبارية من الدرجات المعبارية من الدرجات الخام بمعلومية كل من المتوسط الحسابى والانحراف المعيارى للدرجات الخام، وعرفنا أيضاً أن الدرجة المعيارية تكون موجبة إذا كانت الدرجة الخام أكبر من المتوسط أما إذا كانت الدرجة الخام مساوية للمتوسط الحسابى فإن قيمة الدرجة المعيارية تكون صفراً. وتكون الدرجة المعيارية من المتوسط.

وكما سبق أن ذكرنا أن الدرجة المعيارية يمكن حسابها من المعادلة التالية:

الدرجة المعيارية = الانحراف المعيارى

عيوب الدرجات المعيارية:

١ – كثرة عدد الدرجات السالبة. ِ

٢ - كبر وحدة قياسها التي تساوى درجة معيارية واحدة على الأقمل.

٣ - لاتصلح الدرجات المعبارية إلا إذا كانت الدرجات موزعة توزيعاً اعتدالياً أو قريبة من التوزيع الإعتدالي أو إذا كان التوزيعان المطلوب مقارنتهما لهما نفس الالتواء سالباً كان أم موجباً. وتصلح الدرجات المعيارية للمقارنة إذا كان التوزيع التكراري لأحد الاختبارات أو بعضها ملتوياً سالباً كان أم موجباً.

قیاس درجات اختبار علی درجات اختبار آخو:

يمكن مقارنة درجات اختبار بدرجات اختبار آخو إذا حولنا توزيع الدرجات على طول المقياس في أحدهما إلى صورة التوزيع الآخر، ويعتمل هذا التحويل على متوسط درجات الاختبارين وانحرافهما المعياري.

ويمكن عمل هذا التحويل باستخدام المعادلة التالية:

$$c = \tilde{w} + \frac{3}{4} \quad (w - \tilde{w})$$

حيث:

د = درجات الاختبار بعد قیاسه علی الاختبار الآخر الذی یسمی الاختبار المرجعی.

سً ١ = المتوسط الحسابي للأختبار المرجعي.

ع١ = الانحراف المعياري للاختبار المرجعي.

سُ ٢ = المتوسط الحسابي للاختبار المراد تحويل درجاته.

ع٢ = الانحراف المعياري للاختبار المراد تحويل درجاته.

س = الدرجة المراد تحويلها.

ثانياً: مَعايير تعتمد على التوزيع التكراري الإعتىدالي

هذا النوع من المعايير يعتمد على التوزيع التكراري الإعتدالي ومن هذه المعايير ما يلي:

(أ) المعيار التائي:

هو معيار يستخدم في عمل معايير الاختبارات النفسية التحصيلية لأنه يشلافي كثيراً من عيوب معايير العمر والمئينيات والدرجات المعيارية ويعتمد هذا المعيار على المنحنى الإعتدالي المعياري.

طريقة حساب المعيار التائي:

١ - نحسب المرجات المعيارية من الدرجات الخام مما سبق أن أوضحنا طريقة الحساب.

٢ - تحول الدرجات المعيارية إلى درجات تائية باستخدام المعادلة التالية:

۵، + > ۱، = ت

حيث ت هي الدرجة التائية، < هي الدرجة المعيارية وهذا المعيار انحرافه المعياري ١٠ ومتوسطه ٥٠

(ب) المعيار الجيمى:

أنشأ هذا المعيار جيلفورد Gilford وهو معيار انحرافه المعيارى (ع = ٢) ومتوسطه تساوى ٥ ويبدأ تدريجه من الصفر وينتهى ١٠.

طريقة حساب المعيار الجيمى:

١ - نحسب الدرجة المعارية (<) كما سبق.

٢ - نحسب الدرجة الجيمية (جـ) من المعادلة التالية:

جـ = ۲ < + ٥

حيث جه هي الدرجة الجيمية، < هي الدرجة المعيارية

٣ - يمكن حساب الدرجات الجيمية من الدرجات التائية باستخدام المعادلة

(ج) السباعي المعيارى:

وهومعيار قام بتصميمه فؤاد البهى السيد ويتكون من سبع درجات ويصلح لقياس مستويات الفروق الفردية ذات النطاق الضيق ويحسب السباعى المعيارى من المعادلة التالية:

الدرجة المعيارية السباعية = ٢١,٣٣ الدرجة المعيارية + ٤

ويمكن حساب الدرجة السباعية من المعيار التائي باستخدام المعادلة التالية:

$$\xi + \frac{(o - o)}{1.00}$$
 الدرجة المعيارية السباعية = 1,77

تمارين على الفصل الخامِس

أوجد معاملات الالتواء للتوزيعات التكرارية التالية:

(1-0)

11-11	-18	-17	-1.	-7	ف
١.	17	١.	٨	٦	<u></u>

(Y-D)

	٤٠٠	-7	-7	-1	ف
١.	١٨	١٨	٣.	١٤	গ

(4-0)

14-1.	-^	-7	{	-7	ف
۲.	10	70	70	10	చ

(1-0)

حول الدرجات التالية إلى درجـات معياريـة:

9 (A (V (7 10 - 1

ب - ۲، ۳، ۷، ۵، ۲، ۸، ۹، ۱۲

جــ - ۳، ۸، ۱۱، ۱۲۲، ۱۱

ثم حول الدرجات السابقة إلى درجات معبارية تائية ثم إلى درجات معبارية جيمية.

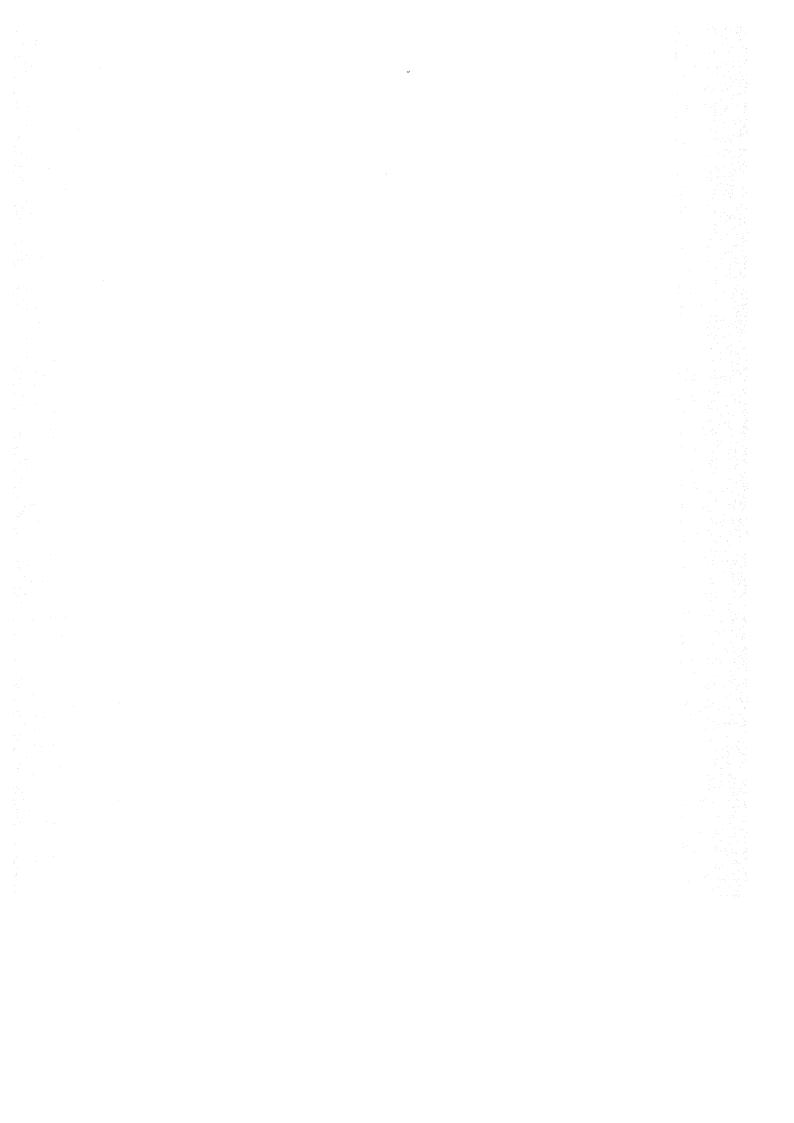
واحسب السباعي المعياري لكل منها.

الغمل السادس

 Correlation
 الارتباط الحراثي

 Leaner Corr.
 الارتباط الخطس المعتقد المعتقد الارتباط المتقدد الارتباط المتقدد الارتباط التقائق المتقدد المتقدد المتقدد المتقدد المتقدد المتقدد المتقدد المتقد المتقدد المتقدد

تطبیقات تربویة علی معامل الارتباط



الإرتباط الخطى

مقدمة:

إن أول من استخدم طريقة الارتباط الخطى في مجال الاختبارات النفسية هو العالم النفساني فرانسيس Francis Galton وكانت هذه من أكثر الطرق الإحصائية شيوعاً في تحليل البيانات في مجال علم النفس حيث أنها طريقة مفيدة في النظرية الإحصائية في القياس العقلي.

وتهدف طريقة الارتباط الخطى إلى تحديد درجة الإتفاق بين فتين من المقايس مثل الذكاء والتحصيل الدراسي. ويطلق على المعامل الرقمي للعلاقة بين المتغيرين اسم معامل الارتباط.

وإذا كان الهدف الأساسى من العلم هو دراسة وتحليل العلاقة بين المتغيرات التى يتعامل معها، فإن الارتباط هو الوسيلة الاحصائية التى تحقق هذا الهدف. ففى العلوم الطبيعية والعلوم البيولوجية يمكن تحديد العلاقات بين المتغيرات بملاحظة مقدار تأثير التغير فى إحداها على التغير فى آخر من تلك المتغيرات.

وفى العلوم السلوكية والتربوية والانسانية تكون المتغيرات التى يقوم الباحث ولم بدراستها متعلقة بخصائص الأفراد وعليه فلدراسة العلاقة بين المتغيرات يقوم الباحث بتطبيق عدة مقاييس على عدد من الأفراد. فعلى سبيل المثال إذا كان الباحث التربوى يريد دراسة العلاقة بين التحصيل الدراسي والاتجاهات نحو المدرسة لتلاميذ المرحلة الابتدائية، فإن عليه أن يعين ن من أزواج القياسات المدرسة لتلاميذ المرحلة الابتدائية، فإن عليه أن يعين ن من أزواج القياسات إحداها تحدد التحصيل الدراسي والأخرى تحدد الاتجاهات نحو المدرسة لكل فرد من عينة التلاميذ، من هذه القياسات يمكن تحديد ما إذا كانت علاقة بين التحصيل الدراسي والاتجاهات نحو المدرسة. في هذه الحالة ينبغي أن نحدد التحصيل الدراسي والاتجاهات نحو المدرسة يمكن من خلالها التنبؤ بمثل هذه شكل العلاقة بين المتغيرين في صورة رياضية يمكن من خلالها التنبؤ بمثل هذه العلاقات ويمكن التعبير عنها بالتعبير الرياضي التالي:

ص = أس + ب حيث س، ص يمثلان المتغيران المستقل والتابع على التوالى و الله على التوالى و أس + ب مكن تعيينها من نتائج الملاحظات أو تطبيق الاختبارات.

وصدق مدى النبؤ الذى بمكن حسابه من المعادلة السابقة من النعوف المعادلة السابقة من النعوف المعامل الارتباط يسم السافرين السافرين من من و حساب معامل الارتباط يسم السافرين من و ورجة العلاقة بين المتغيرين طبقا لهذه الطريقة هو معامل الارتباط والرائد له بالرمز (ر). ومعامل الارتباط الذى نحصل عليه لايخبرنا فقط بدرجة العلاقة بين متغيرين ولكن يفيد أيضاً بالاضافة إلى المتوسط الحسابي والإنحراف العيارى في إعطاء فرصة لكتابة معادلة خطية النبو بقيم ص من قيم من والعكس.

وإذا كان أحد المتغيرات يتزايد كلما يتناقص المتغير الآخر يطلق على هذا النوع من الارتباط السالب. أما إذا كان أحد المتغيرين يزيد بزيادة الآخر فإن هذا الارتباط يسمى إرتباطاً موجباً والقيمة العظمى لمعامل الارتباط هو ± ١، علادا كانت قيمته + ١ يكون هناك إرتباطا موجبا تاماً بين المتغيرين.

وإذا كانت أبعة معامل الارنباط ١٠٠ يكون هناك إرتباطا عكسيا تاماً. وإذا كانت قيمة معامل الارتباط صفر فهذا يعنى أنه لا يوجد علاقة بين المتغيريين. والارتباط لا يعنى العلية أو السبية في وجود العلاقة أو عدم وجودها.

Correlation Coefficient

تعريف معامل الارتباط

يقصد بمعامل الارتباط أنه فياس احصائى بستخدم لبيان نوع العلاقة بين المتغيرات سواء كانت هذه العلاقة طردية أو عكسية.

أهم الخواص الاحصائية لمعامل الارتباط:

١ - قيمة معامل الارتباط العددية لاتزيد عن الواحد الصحيح وتنحصر جميع قيم معامل الارتباط بين +١، -١.

 ٢ - لايتأثر معامل الارتباط بزيادة أو نقصان درجات الاختبار بمقدار ثابت.

٣ - تتوقف قيمة معامل الارتباط على خصائص العينة فاختلاف العبات من حيث الحجم مثلاً يؤثر في دلالة معامل الارتباط.

٤ - تنوقف قوة الارتباط بين ظاهرتين على طبيعة قياس كل من اليس

الظاهرتين.

ع - يتأثر معامل الارتباط بمدى تباين العبنة، فسئلاً إذا تم حساب معامل الارتباط بين درجات مجموعة من الطلاب في التحصيل المدرسي ودرجاتهم في مقياس الاستعدادت المدرسية، فإن هذا الارتباط بالنسبة لجميع الطلاب يكون أقوى منه لدى المتفوقين دراسياً فقط.

مقايس الارتباط:

فى كثير من الحالات يمكن حساب معامل الارتباط بطريقة العزوم (moment Corr. التى تنسب إلى بيسرسون Bearson فهو يمثل أفضل مقياس العلاقة بين متغيرين وينبغى استخدامه فى هذه الحالات. وعلى أية حال فإن هناك طرقاً عديدة لحساب معامل الارتباط تزيد فى عددها عن عشرين طريقة فيما عدا الطرق المستخدمة فى قياس العلاقات غير الخطية كما سيتضح فيما بعد.

وهناك أسباب أربعة لتعدد طرق حساب معامل الارتباط هي:

١ - في بعض الأحيان لا تنتاسب البيانات المطلوب تحليلها احصائيا
 مع استخدام معادلة بيرسون لحساب معامل الارتباط.

٢ - قد تستخدم هذه الطرق بغرض اختصار الوقت، فمثل هذه الطرق
 ليست دقيقة بدرجة كافية وإنما توفر كثيراً من الوقت في طريقة الحساب
 وهذه الطرق الأقل دقة تعطى فكرة أولية للباحث عن نوع العلاقة.

٣ - في بعض الحالات يكون استخدام طريقة بيرسون في حساب معامل الارتباط غير، مناسب في حين وجود طرق أخرى ملائمة لقياس مقدار العلاقة بين المتغيرين.

٤ - يمكن تبسيط معادلة معامل الارتباط (ر) تحت شروط معينة وعليه فإن الطرق الأكثر بساطة تستخدم في حساب معامل الارتباط وقد يطلق على هذه الطرق أسماء مختلفة. وبالرغم من ذلك فإن المعادلات المختصرة والمشتقة من معادلة بيرسون تعطى نفس النتيجة العددية لمعامل الارتباط.

طرق حساب معامل الارتباط الخطي

توجد طرق متعددة لحساب معامل الارتباط الخطى سنعرض لبعضها الأكثر شيوعاً والأسهل استخداماً في البحوث النفسية والتربوية المختلفة مع توضيح كل طريقة ببعض الأمثلة التوضيحية.

(۱) حساب معامل الارتباط بطريقة بيرسون

تسمى هذه الطريقة من طرق معامل الارتباط بطريقة العزوم Product ويمكن حساب معامل الارتباط بهذه الطريقة عن طريق اتباع الخطوات التالية:

- ١ احسب المتوسط الحسابي للدرجات س (س).
- ٢ احسب المتوسط الحسابي للدرجات ص (ص).
- ٣ احسب إنحراف الدرجات س عن متوسطها سَ الذي نرمز له بالرمز حس.
 - ٤ إحسب (حص): انحراف الدرجات ص عن متوسطها.
 - ه إحسب ح س ثم اوجد مجموعها محدح س
 - ٦ إحسب ح ص ثم أوجد مجموعها محرح ص
 - ٧ احسب (حس) × (حص)

و ما بهذا أو ما مع بلغ مند إلى العائلية الأرضاعية الدعامة إلى المارة الله إلى م

مثال (۱-۶)

طبق إختباران أحدهما للذكاء والآخر للتحصيل الدراسي على عينة مكونة من ٦ تلاميـذ بأحد المدارس الابتدائية وكمانت درجانهم كما هو مبين بالجدول التالي .. احسب معامل الارتباط بين س، ص).

					T		معامل الأرتباط بيئ س، ص)
1	11 •	17.	1	٩.	11.	11.	درجات احتبار الـذكاء (س)
	٨٠	٧,	٦.	6.			در جات اختبار الله ١٥٥ (١٥)
						7.	درجات احتبار الـد ١٥ (س) درجات الاختبـار التحصيلي (ص)

Y	Y					
ح ص	ح س	حس × حص	حص	حس	ص	
•					1 -	س ا
١			\	·		11.
٤٠.	5	٤٠٠		•	0.	11.
		2.,	1	7	٤.	۹.
'''	1	•	•	1	٦.	١
1	١	١	١.	١.	٧.	,
٤٠.	٤٠٠	٤٠.	۲.			17.
			``	۲.	۸۰	17.
			.,			
11	1	9			77.	77.

$$\frac{2^{2} - \sqrt{2^{2} - \sqrt{2$$

وبالرجوع للملحق رقم (٢) عند درجات الحرية (ن-١) أى (١-٦) أى ه تكون رقمية قيمة (ر) الدالة احصائية عند مستوى ٠,٠١ هى ٠,٨٧٤ وهى أقل من قيمة (ر) المحسوبة .: توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين س، ص.

مثال (٣-٦) أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التـالى بطريقـة بيــرسـون.

Ö	7	ź	۲	٣	{ .	‴ن
٤	۲	٥	٤	٦	٣	ص

| The state of the

مثال (۳-۶)

أوجد معامل الارتباط بين درجات أربعة طلاب في اختيارين للتفكير الابداعي بيانها كما

1 2 9	101	187	104	درجات الاختبار س		
108	101	104	108	درجات الاختبار ص		

الحسسل

يطرح ١٤٨ من درجات س، ١٥٠ من درجات ص يمكن التوصل إلى الجدول التالى:

1					
I	1	٣		4	·
I				•	س
١	ź	1	٣	4	
ı			'		ص

ش = ۲

صّ = ٣

1	Y	۲					
	ح ٰص	ح ٔ س	حس×حص	حص	حس	ص	س
	١	٤	۲	1	۲	٤	٤
	q	. 1	•	•	7-	٣	•
	٤	١	۲	7-	١	١	٣
-	١	١	١	١	1-	٤	١
	٦	١.	1-	•	•	17	λ

$$c = \frac{2 - 2 \times 3}{2 \times 3}$$

$$c = \frac{2 - 3}{3 \times 3}$$

$$c = \frac{1 - 3}{3 \times 1}$$

$$c = \frac{1 - 3}{3 \times 1}$$

منسال (۲-٤):

طبق اختباران أحدهما للغة العربية والآخر للرياضيات على تلاميـذ فحل مكـون من ١٠ تلاميـذ بأحد المدارس الابتدائية وكانت درجـات التلاميـذ في الاختباريـن كما هـو مبين في الجدول التالى:

72	٣9	٤٥	٤.	٣.	٣٦	22	٤٨	٤١	20	درجات الاختبـار الأول (س)
٧٤	٧٤	۸٣	٥٧	۷١	٧٨	٨٠	٨٨	٧٨	۷٥	درجات الاختبار الثاني (ص)

سسسل

	, 	Y				
ح٢ص	خ٢س	حس×حص	حص	حس	ص	س
٦,٨	١,٤	٣,١	7,7-	1,7-	٧٥	TV
٠,٢	٧,٨	١,١	٠,٤	۲,۸	٧٨	٤١
1.4,7	97,0	1.1,9	۱۰,٤	٩,٨	٨٨	٤٨
٥,٨	٣٨, ٤	12,9-	۲,٤	7,4-	٨٠	77
٠,٢	٤,٨	٠,٩-	٠,٤	7,7-	۸٧	rı
27,7	77,7	٥٤,١	٦,٦-	۸,۲-	٧١	۳.
1,1	٣,٢	٤,٧-	۲,٦-	١,٨	٧٥	٤٠
79,7	٤٦,٢	۳٦,٧	٥,٤	٦,٨	٨٣	<u> </u>
17,.	٠,٦	۲,۹-	٦,٣	۸,٠	٧٤	49
14,.	۱۷,٦	10,1	٣,٦-	٤,٢-	٧٤	72
777,1	۲۸۳,۲	۱۸۸,٦			۷۷٦	۳۸۲
					صَ =٣٧٧,	سّ= ۳۸.۲

(٢) حساب معامل الارتباط إذا علمت الانحرافات عن المتوسط والانحرافات المعارية:

فى هذه الحالة تستخدم المعادلة
$$c = \frac{عـحس \times حص}{c \cdot عس \times a}$$

مثال (٦-٥):

احسب معامل الارتباط بين س، ص الموضحة في المثال (٦-٤).

نحسب الانحراف المعياري لكل من درجات الاختبار الأول (س) ودرجات الاختبار الثاني (ص) كما يلى:

$$0, \Upsilon \pm = \frac{\Upsilon \wedge \Upsilon, \Upsilon}{1 \cdot} / \pm = \frac{\Upsilon}{0} / \pm = 0$$

$$\xi, \Lambda \pm = \frac{\Upsilon \Upsilon, \Lambda}{1 \cdot} / \pm = 0$$

وهنا ينبغي ملاحظة ان عامل الإرداد دبياء الطويقية لا يختلف عن تبعتبه المدارة تبع حسابه بطويةة ببوسون وإذا لاسطت معادلة معامل الارتباط النبي المتصل لي الاتموادات الما عن علم العاركية البرسائنها لانختلف على معادلية بيمرسون

عدد الأفراد×الاتحراف العياري للاختبار الأول×الاتحراف المعياري للاختبار الثاني

مثال (٦-٦):

احسب معامل الارتباط بين س، ص بطويقة الانحرافات الميارية الموضحة بالجدول التالى:

۲	\	0	٣	٤	س
۲	٣	٤	٥	٦	ص

ح ص	۲ ح س	حس×حص	حص	حس	ص	س
٤	١	۲	۲	١	7	٤
\	•	•	١	•	۵	٣
	٤	•	•	۲	٤	۵
١	٤	۲	1-	۲-	٣	١
٤	١	۲	۲-	1-	٢	۲
١.	١.	٦			۲.	10

(٣) حساب معامل الارتباط باستخدام الدرجات المعيارية:

طريقة حساب معامل الارتباط باستخدام الدرجات المعيارية:

١ - حول درجات المتغير الأول (س) إلى درجات معيارية (حس)

٢ - حول درجات المتغير الثاني (ص) إلى درجات معيارية (<ص)، ثم الرب حس الاحص واجمع الناتج.

مثال (٧-٦):

احسب معامل الارتباط بين س، ص المبينة في الجدول التالي بعد تحويل درجات س، ص إلى درجات معيارية:

9

<س×<ص	<ص	<س>	حص			
۰,۷٥	.,0-	1,0-	1-	7-	ص	س ا
٠,٧٥	1,0-	٠,٥-	r-	1-	*	1
in the state of th	٠,٥		١			-
٠,٧٥	١,٥	۰,۰	٣	1		\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \
	•	٠,٥		٣		'c
1,70					۲.	

$$\frac{7}{2} = \frac{7}{2} = \frac{7}$$

مثال (٦-٨):

إوجد معامل الارتباط بين س، ص المبينة في الجدول التالي بعد تحويل كل منها إلى درجات معيارية:

	-				
٦	0	٤	٢	۲	س
١٤	٦	17	٨	١.	ص

الحسسل

	T								
س× ص	ص	س	۲ ح ص	۲ ح س	حس×حص	حص	حس	ص	س
•	•	1,87-		٤			7-	١.	۲
۰,٥	٠,٧١-	٠,٧١-	٤	١	۲	۲-	1-	٨	٣
	٠,٧١	•	٤	,	•	۲	•	۱۲	٤
۲,۰۱-	1,27-	٠,٧١	17	١	<u></u>	1 —	١	7	٥
۲,۰۲	1,27	1,27	١٦	٤	٨	٤	۲	١٤	٦
1,01			٤.	١.	٦		***************************************	٥.	۲.

(٤) الطريقة العامة لحساب معامل الارتباط من الدرجات الخام:

تعتمد هذه الطريقة في حسابها على الدرجات الخام مباشرة ولايحتاج الباحث الذي يستخدم هذه الطريقة إلى حساب الانحرافات عن المتوسط أو الانحرافات المعيارية وإنما يقوم بحساب معامل الارتباط من الدرجات ومربعاتها فقط وهذه الطريقة تتميز بالدقة والسرعة.

والمعادلة التالية تستخدم لحساب معامل الارتباط بهذه الطريقة:

حيث محسص هي مجموع حاصل ضرب الدرجات المتناثرة في الاختبار، محس هو حاصل ضرب مجموع الدرجات س في مجموع الدرجات س في مجموع الدرجات ص، محس هو مجموع مربعات درجات الاختبار س، محس هو مجموع مربعات درجات الاختبار ص.

ولحساب معامل الارتباط بهذه الطريقة يمكن اتباع الخطوات التالية:

١ - احسب كل من س، ص، ص، س ص لكل مفحوص.

٢ - احسب محس، محس، محس، محص، محسص لكل مفحوص.

٣ - طبق المعادلة السابقة.

مثال (٩-٦) أوجد معامل الارتباط بالطريقة العامة بين س، ص الموضحة بالجدول التالى:

٥	٤	٥	٣	ŧ.	٣	س
٨	٧	٨	٦	٧	٦	ص.

الحـــا.

۲ ص	۲ س	سص	ص	س
٣٦	٩	١٨	٦	۴
٤٩	١٦	۲۸	, Y	٤
٣٦	٩	١٨	7	٣
7 8	70	٤.	٨	٥
٤٩	١٦	۸۲	γ	٤
٦٤	70	84	٨	٥
797	١	177	2.7	۲٤ .

$$\frac{(3200 - 200 \times 200)}{(320 - 200)} = 0$$

$$\frac{(320 - (20))}{(320 - (20))} = 0$$

أى أن س، ص مرتبطان ارتباطاً إيجابياً تاماً.

مثال (۲-۱۰):

أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى:

٥	۲	٤	۲	٦,	س
٥	٣	٥	٤	٨	ص

س ص	۲ ص	۲ س	ص .	س
٤٨	7 &	٣٦	٨	٦
17	١٦	٩	٤	٣
۲.	70	١٦	. 0	٤
٦	٩	٤	٣	۲
70	70	70	0	3
111	179	٩	70	۲.

$$\cdot,97 \frac{\circ \circ}{\circ 9,7} = \frac{\circ \circ}{\vee \cdot \times \circ \cdot} =$$

مثال (۱۱-۲):

أوجد معامل الارتباط بين درجات مجموعة مكونة من ٧ طلاب في اختبارين للذكاء بياناتها موضحة بالجدول التالي:

الحـــــل تطرح ١٠٠ من جميع درجات الاختبار الأول س وطرح ١٠٠ من جمع درجات الاختبار الثاني ص:

۲ ص	۲ س	س	ص	س
q	٩	٩	٣	٣
17	17	17	٤	٤
£	77	17	۲	
٩	70	10	٣	٥
٣٦	17	7 {	٦	ŧ
٦٤	٩	7 £	٨	٣
٤	١	۲.	۲	١.
1 & &	711	١	7.7	70

$$\frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x|^{2}} = \frac{|\nabla x - \nabla x|^{2}}{|\nabla x - \nabla x$$

(٥) حساب معامل الارتباط بطويقة النوتب.

رسيخدم هذه الطريقة في الحالات التي لايستطيع الباحث أن يحدد مقدار التعير الذي يحدث لمتغيرات بحنه بطريقة رقمية ويكون قادراً على تحديد مراحل تغيره برتب نسبية معينة كأن يحدد ترتيب تلاميذ الفصل في تنظيم الكراسات (الأول والثاني و....).

ولحساب معامل ارتباط الرتب Rank order correlation نتبع الخطوات التالية:

. ١ - حساب ترتيب الأفراد في الاختبارين س، ص ووضع ترتيب كل فرد في العمود رتب س وكذلك بالنسبة لدرجات الاختبار ص.

٢ - نطرح رتبة كل تلميذ في الاختبار ص من رتبته في الاختبار س ويوضح
 الناتج في العمود ق (ويمكن الرمز للفروق بين الرتبتين بالرمز ق أيضاً).

بي من روز الرتب وتكتب الناتج في الخانة ق^٢ ثم نجمع مربعات هذه الفروق الرتب وتكتب الناتج في الخانة ق^٢ ثم نجمع مربعات هذه

حيث محق مجموع مربعات الفروق بين الوتبتين.

مثال (١٢-٦): اوجد معامل الارتباط بين تقديرات مجموعتين من الطلاب في امتحانين مختلفين لمقرر الاحصاء التربوي الموضحة بالجدول التالي:

_					
-	٤	٣	۲	١ ،	المجموعة
ھر	د	7	Ü	í	
د			-	'	المجموعة الأولى
			هـ	ج	المجموعة الثانية

ق ۲	ڧ	رتبص	رتبس	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
٤	7-	٣	١	ح	Í
٩	٣-	0	۲	ه	ب
٤	۲	1	٣		ج
٤	۲ ا	7	٤	ب	٥
\	1	٤	٥	٥	ه
77		<u> </u>	<u> </u>		

مثال (٦-٦): اوجد معامل الاتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى باستخدام طريقة الرتب:

٦	٥	٤	۲	٣	س
۲	٣	٦	٥	٤	ص

الحــــل

ق `	ق	رنبص	رتبس	P	س .
1	١	٣	٤	Ł	*
٩	٣	۲	0	٥	Υ
٤	۲	1	٣	1	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
٤	۲-	٤	۲	۲	0
17	1-	o	١	۲	7
٣٤				۲.	۲.

$$\frac{7 + 55^{7}}{5(5^{7} - 1)}$$

$$\frac{75 \times 7}{5(5^{7} - 1)} = \frac{75 \times 7}{5(5^{7} - 1)}$$

$$\frac{75 \times 7}{5(5^{7} - 1)} = \frac{75 \times 57}{5(5^{7} - 1)}$$

Partial Correlation

ثانيا: الارتباط الجزئي

عندما يكون المطلوب حساب العلاقة بين منفيرين مع تثبيت أثر متغيرات أخرى ترتبط بهذين المتغيرين فإن أنسب طريقة لذلك تكون بحساب معامل الارتباط الجزئى. والارتباط الجزئى يعنى علاقة بين متغيرين مع تثبيت أثسر المتغيرات الأجرى ذات العلاقة بهذين المتغرين بطريقة احصائية ويرمز لمعامل الارتباط الجزئى بين المتغيرين أ، ب مع تثبيت أثر المتغير جد الذى يرتبط بالمتغيرين أ، ب بالرمز رئي.

طريقة حساب معامل الارتباط الجنزئي

يحسب معامل الارتباط الجزئي من المعادلة التالية:

$$\frac{ci}{(l-c)} = \frac{ci}{(l-c)} \times \frac{ci}{(l-c)}$$

(أب $= \frac{1}{(l-c)} \times \frac{1}{(l-c)}$

(أب هومعامل الارتباط بين المتغيرين أ، ب

،ربج هو معامل الارتباط بين المتغيرين ب، جـ

، رأج هو معامل الارتباط بين المتغيريين أ، جـ

وتستخدم هذه الطريقة في حساب معامل الارتباط في كثير من البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية التي لايستطيع الباحث أن يضبط بعض متغيرات بحثه إما لصعوبات ميدانبة أو صعوبات في إمكانية ضبط بعض المتغيرات والتحكم فيها.

ولذلك فإن الباحث يكون في حاجة ماسة لهذه الطريقة من طرق التحليل الاحصائى التى تمكنه من عزل تأثير المتغيرات التى لم يتمكن من تثبيتها في دراسته.

وفيما يلى عرض لبعض الأمثلة التى يتم فيها حساب الارتباط بيس متغيريس مع تثبيت أثر متغير ثالث يرتبط يهذين المتغيرين.

مثال (٦-٩): إحسب معامل الارتباط الجزئى بين المتغيرين أ، ب مع تثبيت أثر المتغير جد (رأب.ج) للبيانات التالية:

٦	٥	٤	۲	٣	Í
٢	٤	٦	٥	۲	ب
٤	٦	٣	۲	0	ج

	(,					(الحـــل
جا	۲ <i>ب</i>	*1	بج	أج	أب	جہ	ب	í
70	٤	٩	١.	10	7	٥	۲	٣
٤	70	٤	١.	٤	١.	۲	٥	۲
٩	47	17	١٨	17	7 2	٣	٦	٤
٣٦	١٦	70	7 1	٣.	۲.	٦	٤	0
١٦	٩	۲٦	17	7 &	1.4	٤	٣	٦
٩.	٩.	٩.	٧٤	۸۵	۸۷	۲.	۲.	۲.

$$\frac{-1}{[(1-2)-(1-2)][(1-2)-(1-2)]} = \frac{1}{[(1-2)-(1-2)][(1-2)-(1-2)]} = \frac{1}{[(1-2)-(1-2)-(1-2)]} = \frac{1}{[(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)]} = \frac{1}{[(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)]} = \frac{1}{[(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-(1-2)-($$

خــال (٢-١٥):

أوجد معامل الإرتباط الجزئى بين درجات خمس طلاب فى الذكاء ودرجاتهم فى إختبار للسلوك العدوانى مع عزل أثر درجاتهم فى مقياس المستوى الإجتماعى الثقافى وبياناتهم كما هو موضح بالجدول التالى:-

1.0	90	17.	11.	۸٠	الذكاء (أ)
٨	18	11	۱۳	10	التحصيل الدراسي (ب)
٦	۸٠	٥٥	۲.	18	المستوى الاجتماعي الثقافي(جـ)

اً - حساب الارتباط بين أ، ب

ق ۲	ق	رنب ب	رنب أ		
١٦	٤	1	ه	<u>ب</u>	
٠,٥٢	.,0-	٣,٥	4	10	۸٠
٩	۲-	٤		11	11.
7,70	١,٥	٣,٥	٤	17	17.
٤	۲	6	w	A	97
81,0					1.0

$$\frac{1}{(i-1)} \frac{1}{(i-1)} \frac{1}$$

ب - حسا ب ارتباط بين أ، جـ

ق	ق	رتب جـ			•
١	,	, , ,	رتب ا	->	
1	_		6	١٣	۸٠
	'	1	۲	۲.	11.
,	\-	4	١	00	17.
٩	٣	•	٤	۸۰	90
٤	۲-	٥	۳ .	٦	١.٥
17					

$$\frac{7250'}{(1-7)} = -1 = \frac{1250'}{(1-7)}$$

$$\frac{1227}{(1-7)} = -1 = \frac{1227}{(1-7)}$$

ج - حساب ارتباط بین ب، جد

ق	ق	رتب جـ	رتب <i>ب</i>	ج	ب
٩	٣-	٤	\	١٣	10
.,70	.,0-	٣	٣,٥	٧.	18
٤	7	۲	٤	00	11
7,70	1,0	\	٣,٥	٨٠	18
		٥	٥	7	٨
0,10					والمناسور من والمناور

$$\frac{(1-(1-1)^{2})^{2}}{(1-(1-1)^{2})^{2}} = \frac{(1-(1-1)^{2})^{2}}{(1-(1-1)^{2})^{2}}$$

$$\frac{(1-(1-1)^{2})^{2}(1-(1-1)^{2})^{2}}{(1-(1-1)^{2})^{2}} = \frac{(1-(1-1)^{2})^{2}}{(1-(1-1)^{2})^{2}}$$

$$\frac{(1-(1-1)^{2})^{2}}{(1-1)^{2}} = \frac{(1-1)^{2}}{(1-1)^{2}}$$

$$\frac{(1-1)^{2}}{(1-1)^{2}} = \frac{(1-1)^{2}}{(1-1)^{2}}$$

$$\frac{(1-1)^{2}}{(1-1)^{2}} = \frac{(1-1)^{2}}{(1-1)^{2}}$$

$$\frac{(1-1)^{2}}{(1-1)^{2}} = \frac{(1-1)^{2}}{(1-1)^{2}}$$

مسال (۱۹-۹):

أوجد معامل الارتباط الجزئى رأبج -إذا علم أن قيم أ، ب، جـ كا هو موضح بالجدول التالى:

٥	٤	۲	١	٣	í
٥	٣	١	۲	٤	ں
٤	0	٣	۲	1	 جـ

الحـــــل

ج ۲	ب	11	بج	أج	أب	ج	ب	Í
١	17	٩	٤	٣	17	١	٤	٣
1	٤.	١	٤	۲	۲	۲	۲	\
٩	١	٤	٣	٦	۲	٣	١,	۲
70	٩	17	۱۵	۲.	١٢	٥	٣	٤
17	70	70	۲.	۲.	70	٤	٥	٥
00	00	00	- 27	0	٥٣	10	10	10

$$\frac{(i_{-})}{(i_{-})} = \frac{(i_{-})}{(i_{-})} = \frac{(i_{-})}{(i_{-})}$$

الإغتراب والإرتباط الجزئى

برهن Kelly أنه يمكن حساب الإغتراب من المعادلة:

غ = $\sqrt{1-\sqrt{1-1}}$ حيث غ هي معامل الإغتراب رهي معامل الإرتباط بين متغيرين

وإذا كان الارتباط يعبر عن العلاقة بين المتغيرين أو مدى الاقتىران بينهما فإن الاغتراب يعبر عن مدى استقلال المتغيرين أو تباعدهما عن بعضهما البعض الآخر.

مثال (۱۷-۶)

إذا كان معامل الارتباط بين متغيريون هو ٠,٥ فما قيمة معامل الاغتراب.

 $\dot{3} = \sqrt{1 - \sqrt{7}}$ $\dot{3} = \sqrt{1 - (0, 0)^{7}}$

غ = ۱ - ۲۰,۰۰ = ۰٫۷۰ = غ

يمكن صياغة معادلة الارتباط الجزئي رأب. ج كما يلي:

مثال (٦-١٨)

احسب رأب بح - للبيانات التالية:

٤	٧	٦	٥	٣	١
٧	٦	٣	٤	٥	پ
٥	٦	٧	٥	٣	جہ

k yamaini sa Lacarantan d							ل	الحسسا
جہ	۲	7:	بجـ	أجه	أب	جد.	ب	Í
٩	70	٩	١٥	٩	10	٢	٥	٣
70	17	70	۲.	70	۲.	٥	٤	٥
٤٩	٩	٣٦	71	٤٢	١٨	Y	٣	٦
٣٦	47	٤٩	77	٤٢	11	7	٦	٧
70	٤٩	17	70	۲.	1.7	٥	٧	٤
188	100	150	١٢٧	۱۳۸	١٢٣	77	40	70

$$\frac{-\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}} = \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}{(Y\circ) - 17\circ \times \circ} = \frac{1}{(Y\circ) - 17\circ \times \circ$$

$$\frac{\cdot, x - x \cdot, x - \cdot, x - \cdot}{\cdot, x \circ x \cdot, \circ x} = \frac{\cdot, x \circ x \cdot, \circ x}{\cdot, x \circ x \cdot, \circ x}$$

$$\cdot, 1 \xi = \frac{\cdot, \cdot x \cdot x \cdot, \cdot x - \cdot}{\cdot, \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \cdot, \circ x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \cdot, x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \cdot, x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \cdot, x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \circ}{\cdot, x \circ x \circ} = \frac{\cdot, x \circ x \circ}{\cdot, x \circ} = \frac{\cdot, x$$

Multipl Correlation

ثالثاً: الإرتباط المتعدد

تتأثر الظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية المختلفة بالعديد من المتغيرات، وقد يحتاج الباحث في هذه المجالات إلى التوصل إلى معامل عددى واحد يوضع العلاقة بين الظاهرة موضع الدراسة وتلك المتغيرات التي تؤثر فيها، ويقوم بهذه المهمة الارتباط المتعدد، فمعامل الارتباط يدل على المعامل العددى للعلاقة بين عدة متغيرات.

فإذا كان لدينا ثلاثة متغيراًت مختلفة ورمزنا لها بالرموز أ، ب، جـ ورمزنا للارتباط المتعدد بين هذه المتغيرات بالرمز رأبج.

طريقة حساب معامل الارتباط المتعدد:-

يمكن حساب معامل الارتباط بين المتغيرات أ، ب، جه من المعادلة التالية:

وعليه فإنه لحساب معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات أن ب، جه فإنه يتعين علينا حساب معاملات الإرتباط بين أ، ب والارتباط بين أ، جه والارتباط بين ب، جه ثم نعوض في المعادلة السابقة وفيما يلي بعض الأمثلة العددية التي توضح طريقة حساب معامل ارتباط المتعدد.

احسب وأبج لليانات الموضعة في الجدول التالي:-

٣	٦	٤	٨	٧	í
١.	٩	٧	11	17	ن ا
٣٠	٣١	۱۷	40	٧.	

الحـــا

لتبسيط الأرقام في حساب معاملات الارتباط بين كل من أ، بوا، جـ وب، جـ نظرح من كل درجات ب العدد ٧ ونظرح من كل درجات ب العدد ٧ ونظرح من كل درجات جـ العدد ١٧ ثم نحسب معاملات الارتباط بأى من الطرق سالفة الذكر ونطبق المعادلة:

$$\frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{1 - 1}}} \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{1 -$$

r					ر ب	' <i>y</i>			
	جـ	ب	41	بج	أج	أب	ج	ب	Í
í	٩	70	17	10	17	۲.	٣	٥	٤
	ا عَ	17	70	77	٤.	۲.	٨	٤	٥
:	•	•	١	•			. •		1
	197	٤	٩	47	٤٢	٦	١٤	۲	٣
	179	٩	•	49			١٣	٣	
	۸۲۰	οį	٥١	118	9 8	٤٦	٣٨	١٤	18

$$\frac{12 \times 17 \times 27 \times 0}{[(12)^{-0} \times 20]^{7}}$$

$$\frac{1}{[(12)^{-0} \times 20]}$$

$$\frac{2\Lambda}{|\nabla r|^{2}} = \frac{2\Lambda}{|\nabla r|$$

مثال (۲۰-۹):

احسب معامل ارتباط المتعدد رأبج من اليانات الموضعة بالجدول التالى:

ج _{(ر}أب.ج) للبيانات التالية:

٦	٥	٤	٣	۲	ĺ
٦	٣	۲	0	٤	ب
٣	۲	٥	٤	٦	ج-

الح____ا

جہ	ب	Yi	بج	أجـ	أب	جہ	ں ا	li
٣٦	١٦	٤	7 8	17	٨	7	٤	\ \ \
١٦	70	٩	۲.	١٢	10	٤	0	\ \r
۲٥	٤	17	١.	۲.	٨	0	۲	5
٤	٩	70	٦	١.	10	. 7	٣	,
٩	٣٦	٣٦	۸۱,	١٨	77	٣	٦	٦
٩.	٩.	٩.	٧٨	٧٢	٨٢	۲.	۲.	۲.

$$\frac{-\frac{1}{[1]} \times \frac{1}{[1]} \times \frac$$

يستخدم ارتباط الثنائى بين متغيرين إذا كان أحد المتغيرين يصنف فى مجموعتين فقط والآخر ينصف فى فئات عددية محددة المحدى. فإذا أردنا حساب العلاقة بين الابتكار والمستوى الاجتماعى الثقافى وأن عينة الأفراد يمكن تصيفها إلى مرتفعى المستوى الاجتماعى الثقافى ومنخفضى المستوى الاجتماعى الثقافى أو أردنا حساب العلاقة بين الذكاء وسمات الشخصية الانطوائية والانبساطية وتم تصنيف عينة الأفراد إلى انطوائين وانبساطين. وواضح أن المتغير الثانى فى الحالتين السابقتين مقسم إلى مجموعتين فقط إلا أنه متغير متصل Continous أى هناك درجات محتملة لا تنقطع لهذا التغير.

ولاستخدام هذه الطريقة ينبغى أن يكون كل من المتغيرين متصلا، ولكن تم تصنيف أحدهما إلى مجموعتين. وأن يكون كل من المتغيرين موزعاً في المجموعة الأصلية (المجتمع الأصل) توزيعاً اعتدالياً.

طريقة حساب معامل الارتباط الشائي:

إذا صنفنا الأفراد في أحد المتغيرين إلى مجموعتين ورمزنا للمجموعة الأولى بالرمز (سأ) ورمزنا للمجموعة الثانية بالرمز (سب) فإن خطوات حساب معامل الارتباط الثنائي تتلخص فيما يلى:

١ - إيجاد قيمتى متوسط المجموعة (أ) والمجموعة (ب) أى سَأ ،
 سَب.

٢ - إيجاد الانحراف المعياري للمجموعة الكلية (ع).

٣ - تحديد نسبة عدد أفراد المجموعتين إلى أفراد المجموعة الكلية
 (المجموعتين معا)، وسنرمز لهما بالرمزين أ، ب.

٤ - بالرجوع إلى جدول الارتفاعات وأجزاء المساحات تحت المنحنى الاعتدالي عن نقطة إنفصال الاعتدالي عن نقطة إنفصال المجموعتين وسنرمز له بالرمز ص.

ه – نعوض في القانون التالي للحصول على معامـل الارتبـاط الثنـائي.

$$(\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{\circ}{-}\overset{$$

مثال (۲۱-۲):

أوجد معامل الارتباط الشائى بين درجات مجموعة من الطلاب فى اختبار للابتكار ودرجاتهم فى سمتى الانطوائية والانساطية التى صنف الطلاب إلى مجموعتين حسب هاتين السمتين كما فى الجدول النالى:

						الابتكار
المجموع	7077.	-14.	-17.	-11.	-1	الشخصية
۱۸۰	٣٠	٥٥	20	٣.	۲.	انطوائي
	٥.	٤٠	٦٥	٤٥	١.	انبساطى
·	۸۰	90	11.	٧٥	٣.	المجموع

الحــــل

نحسب متوسط درجات مجموعة الانطوائيين (سأ) ومتوسط درجات الانبساطيين (سب) والانحراف المعارى للمجموعة الكلية على النحو التالى:

أولا: حساب المتوسط للمجموعتين:

المجموعة (ب)

المجموعة (أ)

سك	س	ك	ملك	س	ઇ	ن
1.10.	110	١.	77	110	۲.	-1
7070	120	10	270.	111	٣٠	-17.
11770	۱۷۵	70	٩٧٧٥	140	٤٥	-17.
۸۲۰۰	7.0	٤.	11770	7.0	00	-19.
1170.	770	٥.	٧.0.	770	٣.	7077.
٣٩		71.	7710.			

$$1 \wedge Y, \circ = \frac{YY \wedge \circ \cdot}{1 \wedge \cdot} = \frac{2 - 2 - 2}{1 \wedge \cdot} = \frac{1}{1 \wedge \cdot} = \frac{$$

ثانيا: حساب الاتحراف المعياري للمجموعة الكلية:

س ک	۳ س	سك	ك	س	ف
T9770.	١٣٢٢٥	710.	٣.	110	-1
١٥٧٦٨٧٥	٥٢٠٠٢	۱۰۸۷۵	٧٥	120	-17.
۲۲۸۷۰۰	7.707	1970.	١١.	140	-17.
7997770	27.70	19270	90	7.0	-19.
٤٤١٨٠٠٠	00770	١٨٨٠٠	٨٠	740	7077.
740140.			٣9.		

ثالثاً: حساب نسب عدد أفراد كل مجموعة إلى أفراد المجموعة الكلية:

$$\cdot,\xi 7=\frac{1}{4}$$

نسبة عدد أفراد المجموعة الثانية إلى العدد الكلى

رابعاً: حساب ارتفاع المنحني اللاعتدالي عند نقطة انفصال المجموعتين (ص):

نبحث في جدول الارتفاعات والمساحات أفل المنحنى الاعتدالي رقم (١) بالملحق ص ٣٨٧ عن الارتفاع عندما تكون المساحة الكبرى ٥٥، والمساحة الصغرى ٢٥، فنجد أنها تساوى ٠٠٤٠.

خامساً: التعويض في القانـون:

ارتباط الثنائي

$$\frac{1 \times \sqrt{1 - w} \cdot \sqrt{1 + w}}{2} \times \frac{1 \times \sqrt{1 + w}}{$$

= - ٠,٠٥٦ وهو معاسل إرتباط سالب.

تطبيقات تربويّة على معامِل الارتباط:

يستخدم معامل الارتباط (ر)Coefficient of Correlation في حساب ثبات وصدق المقايس النفسية والتربوية كما يستخدم في حساب الاتساق الداخلي لمفردات المقايس النفسية والتربوية.

الفصل السابع

تحليل الانحكار

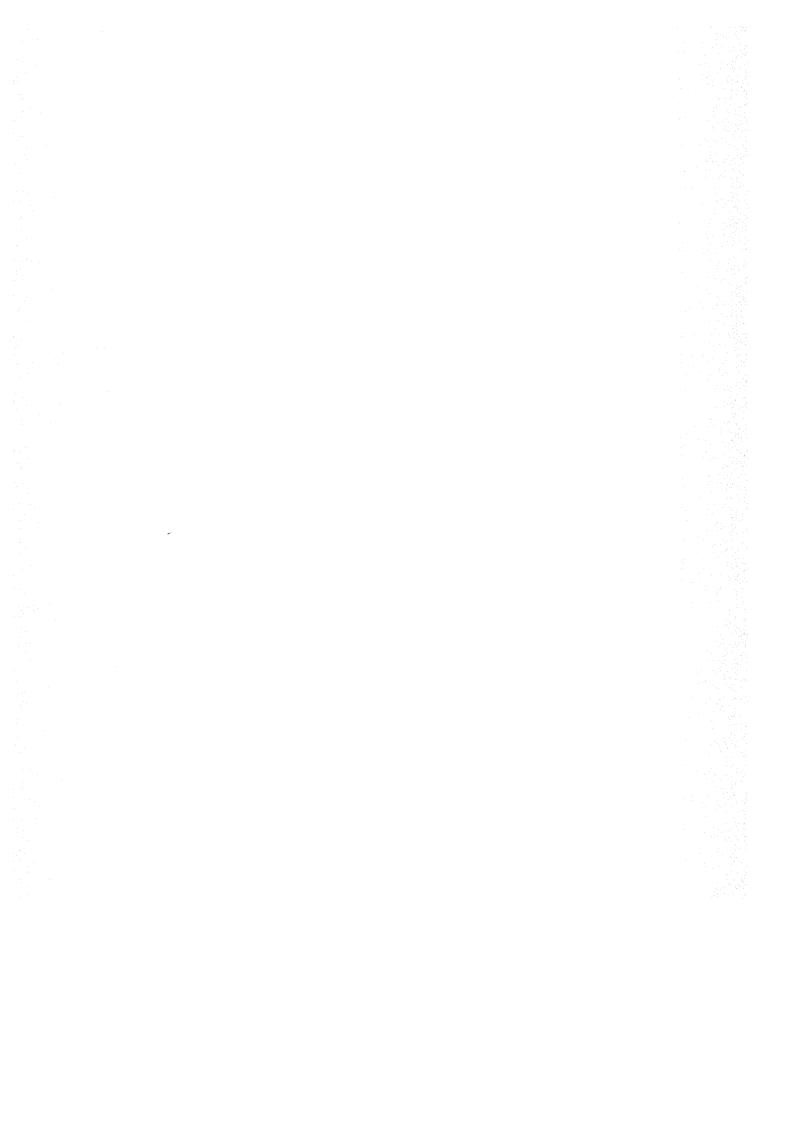
Regression Analysis

Leaner Regression

١ - الانحدار الخطى

Step - Wise Regression

٧ - الانحدار المتعَدد الخطوات



تحليل الإنصدار Regression Analysis

يهدف الانحدار إلى التنبؤ بأحد المتغيرات إذا علم مقدار متغير آخر أو أكثر ترتبط مع هذا المتغير بعلاقة خطية.

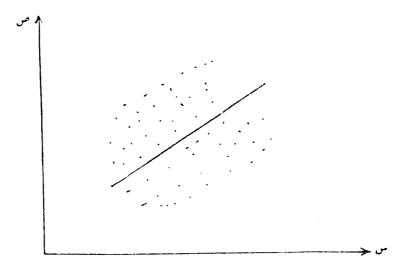
وقد يكون معامل الارتباط بين متغيريس كافياً للتعرف العلاقة بينهما. ولكن في أحيّان كثيرة يكون الهدف من التحبيل الإحصال العلاقة بين المتغيرين حيث أن هدف العلم بصفة عامة هو السلاقة بين المتغيرين حيث أن هدف العلم بصفة عامة هو السلاقة الانحدار توفر أفضل طريقة من الطرق الاحصائية المتغيرين بمعرفة درجته في متغير آخر

ومعادلة الانحدار هي معادلة خط مستقيم، فإذا افترضنا أن معادلة الانحدار الخطي هي:

ص = أ + بس فإن هذه المعادلة تمثل خطأ مستقيماً ميله ب ويقطع من المحور الرأسي (محور ص) جزء طوله أ.

ولكن معادلة الانحدار لاتمثل إرتباطاً تاماً بيس متغيرين كما هو الحال في معادلة الخط المستقيم، لأن الارتباط التام نادر الحدوث في الحياة اليومية بعامة وفي المتغيرات المرتبطة بالنواحي الاجتماعية والنفسية والتربوية بخاصة ففي كثير من الحالات يكون الاتجاه العام قريباً من الخط المستقيم ولكن لاتقع جميع النقاط على خط مستقيم، ويسمى الخط المستقيم الذي يتوسط هذه النقاط بخط الانحدار.

ويمثل شكل (١-٨) خط انحدار المتغير ص على المتغير س مثلا:



شكل (١-٨): خط انحدار المتغير ص على المتغير (س)

فإذا كانت معادلة انحدار ص على س كما سبق إيضاحه هي : ص = أ + بس.

فإذا كانت ص هى القيمة المتوقعة (أو التى يمكن التنبؤ بقيمتها بدلالة قيم س) فإن قيمة ب تسمى بمعامل انحدار ص على س، ويمكن حساب قيم كل من أ، ب رياضيا بحيث تقلل أخطاء التقدير أو المتوقع إلى نهايته الصغرى كما سيتضح عند التعرض لطرق حساب معادلة الانحدار الخطى.

وهناك عدة شروط لاستخدام معادلة الانحدار الخطى في التنبؤ بالظواهر المختلفة يمكن ايجازها فيما يأتي:

١ - ينبغى أن تكون المتغيرات المستقلة مرتبطة بعلاقة خطية مع المتغير التابع.

 ٢ - يمكن جمع تأثيرات المتغيرات المستقلة معاً لينتج مقدار النبؤ بالمتغير التابع.

٣ - ينبغى ألا تكون المتغيرات المستقلة مترابطة فيما بينها.

٤ - ينبغي أن تكون جميع المتغيرات المستقلة من المتغيرات المتصلة.

ه - ينبغى أن يكون المتغير التابع موزعاً توزيعاً اعتدالياً خلال مستويات المتغيرات المستقلة كل على انفراد وكلهم مجتمعين.

٦ - أن يكون تباين المتغير التابع متساو خلال مستويات المتغيرات المستقلة.

٧ - ينبغى أن تكون فئة المتغيرات المستقلة متضمنة لكل المتغيرات الرئيسية المؤثرة على المتغيرات التابعة.

٨ - ينبغى أن تكون المقاييس المستخدمة على درجة عالية من الثبات والصدق.

حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط

فيما يلى استعراض لطريقتين من طرق حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط وهي:

الطريقة الأولى: حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط من الدرجات الخام:

إذا افترضنا أن معادلة الانحدار الخطى هي:

ص = أ + بس

فإننا نستطيع تعيين المعادلة إذا علمت قيم أ، ب، فإذا حسبت قيمة ب في المعادلة:

وحسبت قيمة أ من المعادلة:

أ == ص - بس (٢)

فإنه يمكن حساب معادلة انحدار ص على س، والأمثلة التالية تنوضح طريقة حساب معادلات الانحدار الخطي.

مثال (۸-۱):

احسب معادلة انحدار صعلى س للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

10	١٣	١.	٩	٧	٥	۲	١	س
٧	٨	٩	١.	11	١٢	18	١٤	ص

الحـــا

		T V	T T	
سص	ص `	س `	ص	س
١٤	۱۹٦	١	1 8	١
٣٩	179	٩	١٣	٣
٦.	1 2 2	70	17	٥
٧٧	171	1 29	11	٧
9.	١	۸۱	١.	٩
99	۸۱	171	٩	11
١٠٤	٦٤	179	٨	١٣
1.0	29	770	٧	۱.
۸۸۵	978	٦٨٠	٨٤	78
			صَ = ۲۰٫۵	سَ = ۸

$$\frac{\lambda \times \lambda \lambda \circ - 1 \times 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \cdot \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1 \times 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times \lambda \circ - 1}{\lambda \times \lambda \wedge 1} = \frac{\lambda \times$$

$$A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1., 0 = 1$
 $A \times (1, V-) - 1.,$

مثال (٨-٢): احسب معادلة انحدار صعلى س للبيانات الموضحة بالجدول التـالى:

17	٩	10	٦	٧	٧	سي ،
٩	٥	٩	٣	۲	۲	ص

الحسسل

	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		
. سص	س	ص .	س
١٤	٤٩	۲	٧
١٤	٤٩	۲	٧
١٨	٣٦	٣	٦
180	770	٩	10
٤٥	۸۱	٥	٩
1 2 2	707	٩	17
٣٧٠	797	٣٠	7.
		ش = ٥	سَ = ۱۰

مثال (٨-٣): احسب معادلة انحدار س على ص لليانات الموضحة بالجدول التالى:

٦	٤	۲	٣	0	س
٤	7	٥	٧	٨	ص

الحسسل

ص ۲	سص	ص	س
7 &	٤٠	٨	٥
1 19	71	v.	٣
70	١.		۲
77	3.7	٦	٤
١٦	7 2	٤	7
١٩.	119	٣.	۲.

نفرض أن معادلة انحدار س على ص هى:

$$\frac{7..-090}{9..-90.} = \frac{7.\times 7.-119\times 0}{7(7.)-19.\times 0} = \frac{7.\times 7.-119\times 0}{100}$$

بضرب طرفي المعادلة في ١٠

٠١٠ = ٣١٠ ص

الطريقة الثانية: حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط بمعلومية معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص والانحراف المعارى لكل منهما:

إذا فرضنا أن معادلة انحدار ص على س هى:

فإنه يمكن تحديد قيم أ، ب كما يلي:

وتكون معادلة انحدار ص على س هي:

$$\int_{0}^{\infty} \frac{3\omega}{\omega} = \omega - cx(\frac{3\omega}{3\omega})$$

مثال (٨-١):

احسب معادلة انمدار ص على س من البيانات التالية باستخدام معامل الارتباط بين س، ص والانحراف المعيارى لهما:

٨	٤	٦	٧	٥	س.
٤	٨	٥	٧	٦	ص

الحـــــل

حس×حص	۲ ح ص	ץ ح س	ح ص	ح س	ص	س
صفر	•	١	صفر	1-	7	٥
'\	١	١	١	١	٧	٧
صفر	١	•	1-	صفر	٥	٦
٤-	٤	٤	۲	۲-	٨	٤
1-	٤	٤	7-	۲+	٤	٨
٧-	١.	١.			۲۰	۲.

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}} = \frac$$

مثال (۸-۵):

احسب معادلة انحدار ص على س الموضحة بالجدول التالى:

٦	٤	٧	٤	٦	0	٣	س
ź	٧	٦ -	٤	٣	٦	٥	ص

الحـــا

۲ ص	۲ ح س	عس×حص	حص	حس	ص	ىس
•	٤	•	•	7-	٥	٣
\	•		١		٦	٥
٤	١	٧-	۲	١	٣	٦
١	١	1+	۱+	١-	٤	į
\	٤	7	۲	۲	٦	٧
٤	\	۲-	7-	\-	٧	٤
\	\	١-	1-	١	٤	٦
17	17	-۲			70	40

مثال (۸-۲):

حصل أُحد الطلاب في الامتحان النصفي لمقرر الاحصاء التربوي على ٦٢ درجة، فما الذي تتنبأه لهذا الطالب في الامتحان النهائي علماً بأن متوسط درجات الطلاب في مجموعة فصله في الاختبار النصفي هو ٧٠ بانحراف معياري قـدره ٤ وأن متوسط درجات طلاب فصله في الامتحان النهائي لهـذا المقـرر هـو ٧٥

درجة بانحراف معيارى قـدره ٨ مع العلـم بـأن معامـل الارتبـاط بيـن درجـات الطلاب في الامتحانين هو ر = ٢٠٠٠

$$w = \frac{\partial}{\partial x} + (x + \frac{\partial}{\partial x}) \quad (w - 0)$$

$$w = \frac{\partial}{\partial x} + (x - 0)$$

مثال (٨-٧):

احسب معادلة انحدار س على ص للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

					.
٥	٤	٣	4		
		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		ν	س
7	٦	٣	4		
		· ·	4		ص

الحـــال

ح ص	ح س	حس×حص	حص	حس	ص	
•	٤	•	•	۲	0	۷
\	١	.1	1-	١	٤	٦ -
£ =	٤	٤ - ١	7-	7-	٣	٣
•	١	1-	١	1-	٦	٤
و دوم رامعون	•	•	۲	•	٧	٥
1.	1.	۲			70	40

طريقة حساب معادلة الانحدار المتعدد

نفترض أن لدينا عينة مكونة من عدد من الأفراد (ن) وأننا قد قمنا بقياس معنوات مستقلة أو أكثر لكل فرد من أفراد هذه العينة. ونفترض أننا نرغب في معرفة أفضل متغير من المتغيرات المستقلة يستطيع التنبؤ بالمتغير التابع أو أننا نرغب في التعرف على أهم متغير من المتغيرات المتسقلة من حيث تأثيره في المتغير التابع بالنسبة للمتغيرات الأخرى، وسنرمز للمتغير التابع كما سبق بالرمز ص ونرمز للمتغيرات المستقلة بالرموز س١، س٢، س٢، شم نقوم بحساب قيم أ، ب١، ب٢، ب٢، ب٢، التي تنتج من أعلى معامل إرتباط موجب يمكن الحصول عليه من قيم ص المشاهدة وقيم ص المحسوبة ومعامل الارتباط الناتج يسمى معامل الارتباط المتعدد. وكلما يزداد عدد المتغيرات المستقلة (س) فإن طريقة حساب قيم أ، ب١، ب٢، ب٢، ب٣، .. تكون أكثر صعوبة.

وفيما يلى يوضح المؤلف طريقة حساب ب١، ب٢ ثـم طريقـة حساب أ كالتالى:-

۱ - حساب قبم ب۱، ب۲:-

اذا فرضنا أن معادلة الانحدار المتعدد في متغيرين هي:

ص = أ + ب١س١ + ب٢س٢

فإن القيم العظمى لمعامل الارتباط بين قيم ص المشاهدة وقيم ص المحسوبة من معادلة التنبؤ يمكن الحصول عليها إذا عرفنا قيم أن أ، ب١، ب٢ التي تجعل مجموع مربعات الفروق بين القيمتين أصغر ما يمكن.

:.مجموع مربعات الفروق = محــ(ص ⁻ صَ) ^٢

فإذا كان متوسط درجات ص هو ص ومتوسط درجات س١، س٢ هو على الترتيب سَ١، سَ٢، فإنه يمكن حساب قيمة أ من المعادلة التالية:

أ = ص - س اس ا - ب اس ۲ (۲)

وعندما يكون مجموع مربعات الفروق بين قيم ص المشاهدة وصَ المحسوبة أقل ما يمكن، فإن قيم ب١، ب٢ لابـد وأن تحقـق المعادلتيـن التاليتيـن:

يتضح من المعادلتين (٣)، و(٤) أن لدينا معادلتين في مجهولين هما ب١، ب٢ ويمكن حل هاتين المعادلتين بالطريقة الجبرية المعروفة كأن نضرب طرفي المعادلة (٣) في محس^٢٢ والمعادلة (٤) في محس١س٢ مثلا فتكون المعادلتان الناتجتان هما:

 (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) + 1^{7} (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) (1^{7}) ($1^{$

نطرح طرفی المعادلة (٦) من طرفی المعادلة (٥)

ب ((محس ٢) ((محس ٢) - ب ١ ((محس ١ س ٢) (محس ٢)) = (محس ١ ص) (ع س ١ س ٢)

 $-1 = \frac{(a - w^{2} - w^{2}) + \psi^{2} (a - w^{2} - w^{2})}{(a - w^{2} - w^{2}) + \psi^{2} (a - w^{2} - w^{2})}$ $-1 = \frac{(a - w^{2} - w^{2})}{(a - w^{2} - w^{2}) + (a - w^{2} - w^{2})}$ $-1 = \frac{(a - w^{2} - w^{2} - w^{2})}{(a - w^{2} - w^{2}) + (a - w^{2} - w^{2})}$ $-1 = \frac{(a - w^{2} - w^{2} - w^{2})}{(a - w^{2} - w^{2}) + (a - w^{2} - w^{2})}$

طال (X-X):

إحسب معادلة اتحدار ص على س١، س٢ الموضحة بالجدول التالى:

٨	٣	٤	٥	a
٤	٧	٣	٦	م ا
٧	۲	7	٥	Y

الحــــل

نفرض أن معادلة انحدار ص على س١، س٢ هي:

ص = أ + ب١س١+ ب٢س٢

$$\frac{(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)}{(n + m)(n + m)(n + m)} = \frac{(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)}{(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)}$$

$$\frac{(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)}{(n + m)(n + m)(n + m)} = \frac{(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)}{(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)}$$

س ۱ س ۲	س ۲ .	تَنُ ٢	س٢ص	س ۱ ص	۲, ۳	100	
٣.	40	41	70	٣٠.	0	7	0
١٨	77	٩	7 2	۱۲	٦	-	
18	٤	٤٩	٦	*1	7	V	
4.4	٤٩	17	٥٦	**			
9.	118	11.	111	90		2	^
			'''	10	1.	۲.	7.
					سَ۲=۵	سُ ۱=۵	صَ=ه

$$\frac{q.\times 111 - 112 \times 90}{(9.) - 112 \times 11.} = 1.$$

$$\frac{122.}{(9.) - 112 \times 11.} = 949. - 1.08.$$

$$\frac{q.\times 90 - 11. \times 111}{(9.) 112 \times 11.} = 7.$$

$$\frac{7}{(9.) 112 \times 11.} = 7.$$

$$\frac{1}{(9.) 112 \times 11.} = 7.$$

$$\frac{1}{$$

مشال (٨ - ٨): احسب معادلة انحدار ص على س١، س٢ للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

Γ	•	٤	٥	٣	۲	ص
ł	, Y	٦	٥	1.	٠ ٣	س ۱
		•	Υ Υ	٣	٦	٣٠
1		1 •		<u> </u>	1	

الحسسل

نفرض أن معادلة انحدار ص على س١، س٢ هي:

ص = أ + ب١س١ + ب٢٠٠٢

$\frac{(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)}{(n + m)(n + m)} = \frac{(n + m)(n + m)(n + m)}{(n + m)(n + m)(n + m)}$ $\frac{(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)(n + m)}{(n + m)(n + m)(n + m)}$

	س ۱ س	YY	, 4			<u> </u>		Ţ
		س ۱	س ۱	س۲ص	س ۱ ص	س ۲	س۱ ا	ص
	١٨	77	٤	17	٦	7	7	-
	١٢	٩	٩	٩	17	٣	,	,
	١٠	٤	10	١.	70	۲		
	7 1	17	١٦	١٦	7 2	٤	۹	,
	١.	70	77	٣.	١٢	٥	7	7
	V1	9.	۹.	٧٧	٧٩	۲.	٧.	٧.
L						·	ص = ٤	س = ٤

$$\frac{V(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$= \frac{11 \cdot q \cdot y}{Y(2) - q \cdot x \cdot q}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y(2)}$$

$$\frac{Y(2) - q \cdot x \cdot q}{Y(2) - q \cdot x \cdot q} = \frac{1}{Y($$

یضرب طرفی المعادلة فی ۱۰۰ $\omega = \Lambda + V \circ \omega + 1$ هم ۱۰۰ مین

مثال (٩-٩): احسب معادلة انحدار ص على س١، س٢ للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

ſ	٦	٣	0	٤	۲	ص
	1	٤	۲	۲	0	س ۱
	٣	٦	٤	7	٥	س ۲

س ۲ ص س۲ س۱ س ۱ ص ١. ١. ۲. ١. ۲. ۲. ٩. ٩.

تمارين على الفصل

احسب معادلات انحدار ص على س وانحدار س على ص للبيانات التالية:

(1-A)

٧	٧	7	0	٣	۲	س
٧	۲	٧	٦	٣	٥	ص

(Y-A)

٥	٨	٧	٦	٤	٥	س
٩	٤	7	۲	٣	٤	ص

(*****-A)

٥	١	٤	٦	۲	٣	س
۲	٨	٧	٤	٦	٨	ص

(£-A)

احسب معادلات انحدار ص على س١، س٢ للبيانات التالية:

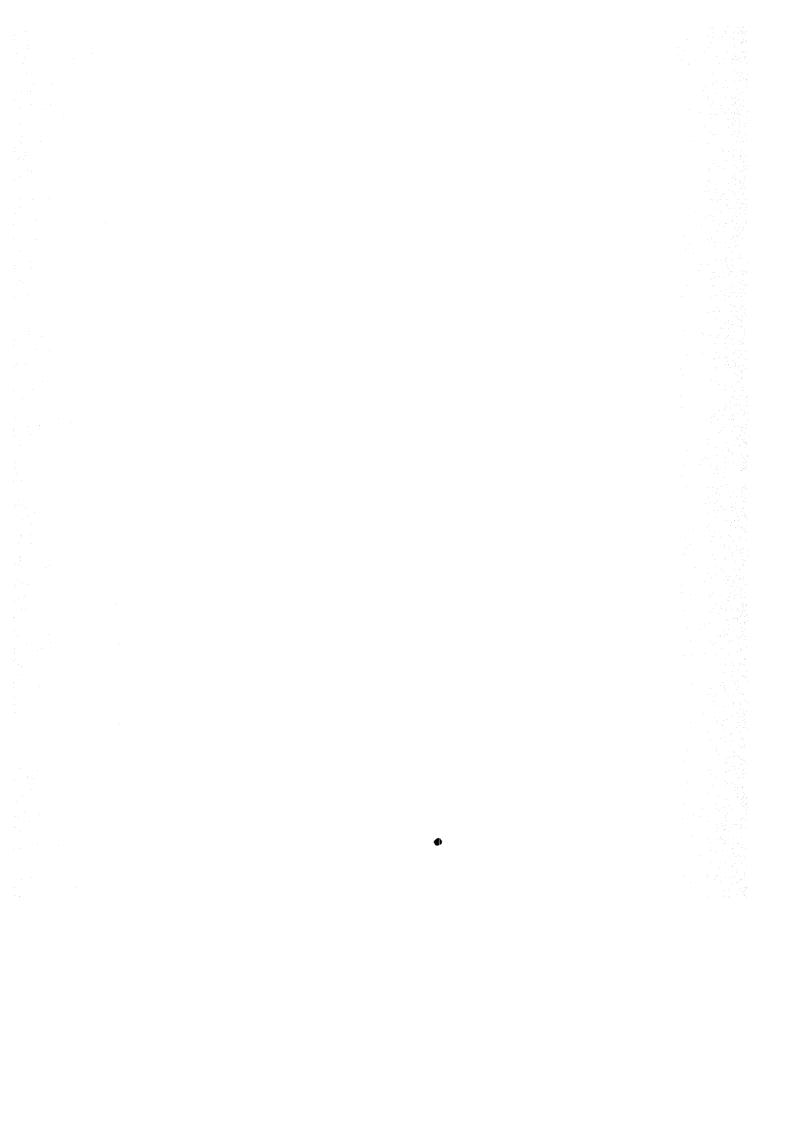
o	٧	٨	٤	7	ص
. 1	٤	٥	٣	۲	س ۱
٦	٧	٥	٣	٤	۳۰۰

(A-4)

۲	٦	٤	٥	٨	ص
٥	٤	٣	١	۲	س۱
٥	۲	٣	٤	٦	٣٠٠

الفصل الثامن

تحليــل التبَـايـن Analysis of Variance



تعليل النبايسن

Analysis of Variance

تعتبر طريقة تحليل التباين من أهم الطرق الاحصائية المستخدمة في الدراسات والبحوث النفسية والتربوية ويهدف تحليل التباين إلى تحقيـق الأغـراض التاليـة

١ - الكشف عن مدى تجانس العينات ومدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول ممتعددة.

٢ - الكشف عن الفروق القائمة بين البنين والبنات سواء في القدرات
 العقلية أو السمات المزاجية أو النواحي التحصيلية.

٣ - قياس مدى تجانس المفردات التي تتألف منها الاختبارات النسسية
 والتربوية.

هذا وتختلف وتتعدد طرق ووسائل هذا النوع من التحليل وسيتعرض المؤاف في هذا الفصل للطرق العملية البسيطة التي تتصل اتصالاً مباشراً بميادين الدراسات والبحوث النفسية والتربوية.

الخواص الاحصائية للتباين:-

- (۱) التباين هو متوسط مربعات الانحرافات أو هـو مربـع الانحـراف المعيـارى ع٢.
- (۲) يستخدم تحليل التباين في قياس الفروق الفردية والفروق ببن المجموعات. وذلك لأنه كما بينا في الخاصية السابقة أن التباين يعتمد على مدى انحراف درجات الأفراد، أو مدى انحراف متوسط كل جماعة عن متوسط الجماعات.
 - (٣) جمع التباين.

إذا أثرت عدة عوامل مختلفة على ظاهرة معينة فإن تباين هذه العوامل يساوى حاصل جمع تباين تللك العوامل. فإذا فرضنا أن العوامل المؤثرة على الظاهرة هي أربعة عوامل وكان الانحراف المعياري لهذه العوامل هي ع1، ع٢، ع٢،

وهذه الخاصية تفيد في معرفة أن التباين يمكن حسابه بمعرفة المجموع الجبرى لمكوناته، أما الانحراف المعياري فإنه لا يخضع لمثل هذا النوع من التحليل وسبب ذلك أن عن لاتساوي ع١ + ع٢ + ع٢ + ع٤

ويمكن توضيح هذه الفكرة بالمثال العددي البسيط التالي:

$$\left((\lambda) \right)^{T} = (\Gamma)^{T} + (\lambda)^{T}$$

فــإن ۱۰ لا تساوى ۲ + ۸.

(٤) التباين الوزني ومكوناته:

يسسى تباين المجموعات أو العينات بالتباين الوزنى، فقد يسمى متوسط تباينات تلك المجموعات تبايناً وزنياً، ولحساب التباين الوزنى لدرجات عينتين من البنين والبنات في أحد الاختبارات النفسية أو التربوية نطبق المعادلة التالية:

التباین الوزنی =
$$\frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}14} + \frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}1} + \frac{\dot{c}1}{\dot{c}1} = \frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}14} + \frac{\dot{c}1}{\dot{c}1} + \frac{\dot{c}1}{\dot{c}1} = \frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}14} + \frac{\dot{c}1}{\dot{c}1} + \frac{\dot{c}1}{\dot{c}1} = \frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}14} + \frac{\dot{c}1}{\dot{c}1} = \frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}14} + \frac{\dot{c}1}{\dot{c}1} = \frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}14} + \frac{\dot{c}1}{\dot{c}1} = \frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}14} + \frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}14} = \frac{\dot{c}13^{7}}{\dot{c}14} + \frac{\dot{c}13^{7$$

على التباين داخل المجموعتين أو حاصل جمع تباين درجات كل مجموعة من تلك المجموعات بالنسبة لمتوسطها. وبذلك يمكن حساب تباين البنيات بالنسبة لمتوسط درجات بالنسبة لدرجات البنات ويمكن حساب تباين البنيان بالنسبة لمتوسط درجات

البنين ويسمى هذا النوع من التباين بالتباين داخل المجموعات Writin Groups ويدل الرمز ق ١ على انحراف متوسط درجات المجموعة الأولى عن المتوسط الوزني للمجموعتين أي أن

$$\frac{1}{1}$$
 $\frac{1}{1}$ $\frac{1}$

ويدل الرمز ق٢ على انحراف متوسط درجات المجموعة الثانية عن المتوسط الوزني للمجموعتين أى أن:

$$\frac{1}{5} \frac{1}{5} \frac{1}$$

يدل على تباين المجموعتين بالنسبة لمتوسطهما الوزني ويسمى هذا النوع من التباين بالتباين بين المجموعات .Between Groups

(F-Ratro-Statistical Significance): النسبة الفائية والدلالة الاحصائية

يعتمد تحليل التباين على مدى اقتراب التباين داخل المجموعات من التباين بين المجموعات أو مدى ابتعاده عنه

$$Ye < 1e$$
 حيث ع $Ye < 1e$ حيث ع $Ye = \frac{3}{4}$ حيث ع $Ye = \frac{3}{4}$

فإذا كانت قيمة ف غير دالة احصائيا (أى أن قيمتها تقترب من الواحد) فإنه يمكن استتناج تجانس المجموعات. والملحق رقم (٣) يوضع دلالة قيم (ف).

طريقة تحليل التباين الآحادي One Way Analysis of Variance

١ حساب التباين الداخلي (داخل المجموعات) ذلك بحساب المربعات
 داخل المجموعات.

٢ - حساب التباين الخارجي (بين المجموعات) وذلك بحساب المربعات بين المجموعات.

حساب درجات الحرية لتحويل تلك المربعات إلى التبايين المقابل
 لها والكشف عن الدلالة الاحصائية للنسبة الفائية.

حساب النسبة الفائية والكشف عن دلالتها الاحصائية وذلك للنعرف
 على مدى تجانس أو اختلاف تلك المجموعات.

الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التبايين:

۱ - ينبغى أن يكون التوزيع التكرارى لمجتمعات العينات هو توزيعاً معتدلاً.

٢ - ينبغي أن تكون العينات مأخوذة بطريقة عشوائية.

 ٣ - اختيار عناصر المقارنة لأى مجموعة يكون مستقلا عن العناصر لأى مجموعة أخرى.

٤ - تباين المجموعات الجزئية للمجتمعات المتنوعة هو نفسه لكل المجموعات الجزئية أى أن المجموعات الجزئية متجانسة التباين.

أولاً: تحليل التبَاين لمجموعتين

مثال (۱-۹)

الجدول التالي يبين درجات مجموعتين أحدهما من البنين والأخرى من البنات في أحد الاختبارات النفسية والمطلوب دلالة الفروق بين المجموعتين باستخدام تحليل التبايس.

1/4	19	١٩	71	77	س ۱
10	١٤	١٨	١٩	١٩	س ۲

س ا		
079		٠, ٠
		77
	١٩	71
771	١٨	١٩
771	١٤	١٩
44.5	۱۵	
7.17	,	1.4
	079 221 771 771	079 19 181 10 171 18 171 18

.. ع ١ = متوسط مربع الدرجات - مربع متوسط الدرجات =

..مجموع المربعات داخل المجموعتين = ٢١ + ٢٢ = ٣٨

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

1'070 + 1'010 = 1070 + 1070 1070 1070 1070

$$\frac{\Upsilon \dot{\omega} \Upsilon \dot{\omega} + \dot{\omega} \dot{\omega}}{\dot{\omega} + \dot{\omega}} = \frac{\dot{\omega} \Gamma \dot{\omega} + \dot{\omega} \dot{\omega}}{\dot{\omega} + \dot{\omega}}$$
 المتوسط الوزنى دوجــات المجموعتــن (م)

$$\backslash \Lambda, \circ = \frac{\backslash V \times \circ + \Upsilon \cdot \times \circ}{\circ + \circ} =$$

$$^{1}(1,0-)$$
 هجموع المربعات بين المجموعتين = ٥ × $(1,0)$ + ٥ (-0.1)

(ج) درجات الحرية:

(١) درجات حرية مجموع المربعات الداخلية:

درجات حرية المجموعة الأولى = i - i - i = 3درجات حرية المجموعة الثانية = i - i - i = 3درجات الحرية لمجموع المربعات الداخلية = i - i = 3دررجات الحرية لمجموع المربعات الداخلية = i - i = 3

(٢) درجات حرية مجموع المربعات بين المجموعات:

عدد المتوسطات = ٢ درجات الحرية = ٢ - ١ = ١

(د) حساب التباين داخل المجموعات وبين المجموعات:

التباین داخل المجموعات = $\frac{\text{مجموع المربعات الداخلیة}}{\text{عدد درجات الحریة}}$ $= \frac{\text{۳۸}}{\text{۸}}$ | التباین بین المجموعات = $\frac{\text{مجموع المربعات الحارجیة}}{\text{عدد درجات الحریة}}$ $= \frac{\text{۲۲,0}}{\text{۲۲,0}}$

(هـ) حساب النسبة الفائية:

(و) الدلالة الاحصائية للنسبة الفائية:

درجات حریة التباین الکبیر = ۲ - ۱ = ۱ درجات حریة التباین الصغیر = 0 + 0 - 7 = 1

بالرجوع للجداول الاحصائية يتضع أن قيمة التباين الدال احصائياً عند مستوى الدلالة الأحصائية (٠,٠١) هي ١١,٢٦ وهي أكبر بكثير من قيمة ف في المثال الحالى:

وتستخدم الجداول الفائية F-Tables هي عبارة عن جداول لحساب نسبة التباين بدرجات الحرية بين المجموعات وداخل المجموعات عند مستويات الدلالة الاحصائية ١٠,٠٥، ١٠,٠٠ (معنى مستوى الدلالة ٥٠,٠٠ أى نسبة الشك ٥٪ ونسبة ٥٪) ومستوى الدلالة ١٠,٠٠ يعنى أن نسبة الشك هي ٩٩٪) وفي هذا النوع من الجداول تكون درجات الحرية الأفقية خاصة بدرجات الحرية بين المجموعات ودرجات الحرية الرأسية خاصة الحرية داخل بدرجات المجموعات.

وفي هذا المثال نجد أن قيمة ف لدرجات حرية (١) بين المجموعات، درجات حرية (٨) داخل المجموعات عند مستوى الدلالة ٠,٠٥ تساوى ٣٢،٥ وعند مستوى الدلالة ١٠,٠٠ وبما أن قيمة ف المحسوبة في هذا المثال أقل من هاتين الدرجتين فإن النتيجة توضح أن الفرق بين المجموعتين راجع للصدفة فقط.

اذن هذه النسبة لاتختلف في جوهرها عن الصفر وقيمتها ترجع إلى الصدفة وعليه فإنه لاتوجد فروق جوهرية بين المجموعتين.

جدول (٩-٩): ملخص نتائج تحليل التباين

مستوى الدلالة	ف	التباين	مجموع المربعات	درجا <i>ت</i> الحرية	مصدر التباين
		٤,٥	۳۸	٨	داخل المجموعات
	٤,٧	27,0	77,0	١	بين المجموعات
			٦٠,٥	٩	المجموع

مثال (۲-۹):

أوجد دلالة الفروق بين المجموعتين س١، س٢ الموضحتين بالجدول التالى وذلك باستخدام طريقة تحليل التباين:

٦	٤	٦	٨	٧	٥	س ۱
٩	٨	٦	0	٧	٧	س۲

$$\gamma = \frac{\gamma}{\gamma} = 1$$

$$V = \frac{\xi \gamma}{\gamma} = \gamma$$

الحـــل

۳ س	س ۱	س ۲	س ۱
٤٩	40	٧	٥
٤٩	٤٤٩	٧	٧
70	٦٤	٥	٨
77	٣٦	٦	٦
71	١٦	۸ .	٤
۸۱	٣٦	.9	٦
4.8	777	٤٢	77

$$\frac{r}{\left(\frac{1}{10}\right)} - \frac{1}{10} = 1^{r}$$

$$\frac{r}{\left(\frac{r}{1}\right)} - \frac{r}{1} = 1^{r}$$

$$\xi = \frac{\chi \cdot \chi}{\chi} = \frac{\chi \cdot \chi}{\chi} = \chi \cdot \chi = \frac{\chi \cdot \chi}{\chi} = \chi \cdot \chi$$

$$\frac{1}{7} = \frac{79\xi - 7 \cdot \xi}{7} =$$

.. مجموع المربعات داخل المجموعتيين = ن١ع٢ + ن٢ع٢٠

$$7. = \frac{1}{3} \times 7 + \frac{1}{3} \times 7 = \frac{1}{3}$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعتين:

$$\frac{\dot{\dot{v}} + \dot{\dot{v}} + \dot{\dot{v}}}{\dot{\dot{v}}} = \frac{\dot{\dot{v}} + \dot{\dot{v}} + \dot{\dot{v}}}{\dot{\dot{v}}}$$
المتوسط الوزني لدرجـات المجموعــن (م)

$$7,0 = \frac{\sqrt{\Lambda}}{\sqrt{1}} = \frac{\sqrt{1}}{\sqrt{1}} = \frac{\sqrt{1}}{\sqrt{1}}$$

$$\ddot{o} Y = \ddot{o} Y - \dot{q} = V - o, V = + o, .$$

211

(ج) حساب درجات الحرية:

(د) حساب التباين:

۱- التباین داخل المجموعات =
$$\frac{1}{1}$$
 درجات الحریة درجات الحریة $\frac{\pi}{1}$ التباین بین المجموعات = $\frac{\pi}{1}$ = $\frac{\pi}{1}$ = $\frac{\pi}{1}$ (هـ) النسبة الفائية ف = $\frac{1}{1}$ التباین الکبیر = $\frac{\pi}{1}$ = $\frac{\pi}{1}$

جدول (٢-٩) : تلخيص نتائج تحليل التباين

ن	التباين	درجات الحرية	مصدر التباين
	۲	١.	التباين داخل المجموعات
١,٥	۲	1	التباين بين المجموعات
		11	المجموع

ثانياً: تحليل التبَاين لثلاث مجموعَات أو أكثر

اتضح لنا في الأمثلة السابقة طريقة تحليل التباين لمجموعتين وسنحاول في الأمثلة التالية أن نوضح صلاحية طريقة تحليل التباين لشلاث مجموعات أو أكثر.

مثال (۹-۳):

إحسب النسبة الفائية للفروق بين المجموعات الموضحة في الجدول التالي:

١.	٥	۲	س۱
	١.	٤	س۲
	٨	۲	س۳

الحـــا

س ۳	س ۲	س ۱	س۳	س ۲	س ۱
٤	17	٩	۲	٤	٣
7 £	١	70	٨	١.	٥
		١			١.
7.	711	١٣٤	1.	3 /	١٨

$$7 = \frac{1}{V} = \frac{1}{V}$$

$$V = \frac{1}{V} = \frac{1}{V}$$

$${}^{\prime}(\frac{1}{10}) - \frac{1}{10} = 1$$

$$\lambda, \tau = \tau \tau - \tau \tau = \tau \tau, \lambda \tau = \tau, \lambda \tau = \tau \tau, \lambda \tau = \tau, \lambda \tau = \tau \tau, \lambda \tau = \tau, \lambda \tau = \tau \tau, \lambda \tau = \tau, \lambda \tau = \tau \tau, \lambda \tau = \tau, \lambda \tau = \tau \tau, \lambda \tau = \tau, \lambda \tau = \tau \tau, \lambda \tau = \tau, \lambda \tau = \tau \tau, \lambda \tau = \tau, \lambda$$

$${}^{7}(V) - \frac{117}{Y} = {}^{7}\left(\frac{{}^{7}(V)}{V}\right) - \frac{{}^{7}(V)}{V} = {}^{7}(V)$$

$$\frac{7}{4} = \frac{7}{7} = \frac{7}{6} = \frac{7}{6} = \frac{7}{7} = \frac{7}$$

(i) حساب مجموع المربعات داخل المجموعات =
$$0.13^{1} + 0.73^{1} + 0.73^{1}$$

 $0.13^{1} + 0.73^{1} + 0.73^{1}$
 $0.13^{1} + 0.73^{1}$
 $0.13^{1} + 0.73^{1}$
 $0.13^{1} + 0.73^{1}$
 $0.13^{1} + 0.73^{1}$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

$$\gamma = \frac{(i)\vec{w}_1 + (i)\vec{v}_1 \vec{w}_2 \vec{v}_1 \vec{w}_2 \vec{v}_3 \vec{w}_4}{(i) + (i) +$$

مجموع المربعات بين المجموعات = ن١ق ١ + ن٢ق ٢ + ن٣ق ٣ مجموع المربعات بين المجموعات = ن١ق ٢ $= (\bar{w} - q)^{*}$

.. مجموع المربعات بين المجموعات =

$$\gamma(r-r)^{7} + \gamma(v-r)^{7} + \gamma(\sigma-r)^{9} = r + r + r = 3$$

(ج) حساب درجات الحرية:

(د)حساب التباين:

۲- التباین بین المجموعات = مجموع المربعات داخل المجموعات = عدد درجات الحریة

(هـ)حساب النسبة الفائية:

$$V,Vo = \frac{10,0}{T} = \dot{0}$$

جدول (٣-٩)

تلخيص نتائج تحليل التباين

ف	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	10,0	7.5	٤	داخل المجموعات
٧,٧٥				
	۲	٤	۲	بين المجموعات
		٦٦		المجموع

شال (۹-٤):

أوجد الفروق بين المجموعات الثلاثة النالية بطريقة تحليل التبايس:

\	٤	٥	۲	۲	س ۱
۲	١	۲	۲	۲	س ۲
		۲	۲	٤	۳س

F	T .	T			لحــــــل
س ۳	س ۲	س ۱	٣٠٠	س ۲	س ۱
17	٤	٩	٤	۲	٢
٩	٩	٤	٣	٣	*
٤	٤	70	۲	۲	٥
	١	١٦		1	ž
	٤	١		۲	1
4 4	77	٥٥	٩	١.	\0

(أ) حساب مجموع المربعات داخل المجموعات:

$$37 = \frac{2 - v}{v} - \frac{2 - v}{v}$$

$$7 = 9 - 11 = 7(T) - \frac{00}{0} = 1^{7}$$

$$3^{7} = \frac{7}{0} - \frac{77}{0} = 7,$$

$$4 = \frac{7}{0} - \frac{77}{0} = \frac{7}{0}$$

$$4 = \frac{7}{0} - \frac{7}{0} = \frac{7}{0}$$

$$4 = \frac{7}{0} - \frac{7}{0} = \frac{7}{0}$$

$$4 = \frac{7}{0} - \frac{7}{0} = \frac{7}{0} = \frac{7}{0}$$

$$4 = \frac{7}{0} - \frac{7}{0} = \frac$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

(ج) حساب درجات الحرية:

(د) حساب التباين:

$$1, \xi = \frac{1\xi}{1}$$
 = التباین داخل المجموعات = $\frac{7, \cdot V}{Y}$ = التباین بین المجموعات = $\frac{7, \cdot V}{Y}$

(هـ) حساب النسبة الفائية

$$1,1 = \frac{1,02}{1,2} = \frac{1}{7} = \frac{1}{5}$$

جدول (۹-٤)

تلخيص نتائج تحليل التبايـن

ف	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	١,٤	١٤	١.	داخل المجموعات
١,١	1,08	٣,٠٧	۲	بين المجموعات
		١٧٠٧	17	المجموع

مثال (٩-٥)

أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات الثلاثة التالية باستخدام تحليـل التبايـن:

٩	٤	٦	١.	0	٨	٧	س
۲	٦	٩	0	١.	٤	7	ص
			٩	۲	٨	٥	٤

الحسسل

,	·				•
ع'	ص	۳ س	ع	ص	س
70	77	٤٩	0	٦	٧
7 £	17	٦٤	٨	٤	٨
٤	١	40	۲	١.	0
۸۱	70	١	٩	٥	١.
	۸۱	٣٦		٩	٦
	77	١٦		٦,	٤
	٤	۸۱		۲	٩
178	191	TVI	7 1	٤٢	٤٩

(أ) حساب مجموع المربعات داخل المجموعات:

$$(V,0)$$
 $\xi+(T7-\frac{Y9}{V})V+1$ $Y\times V$ $Y=(V,0)$ $\xi+(T7-\frac{Y9}{V})V+1$ $Y\times V$ $Y=(V,0)$

$$(\frac{\chi}{1/\sqrt{\chi}}) + (\frac{\chi}{1/\sqrt{\chi}}) + (\frac{\chi}{1/\chi}) + \chi = \frac{\chi}{1/\chi}$$

$$7/7 = 770 + 73 + 077 = 777$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

$$\begin{array}{rcl}
& = & (i) \ 0 \ 1 + i \ 1 + i \ 2 \ 1 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \ 2 + i \$$

777

مجموع العربعات بين المجموعات =
$$(\cdot, \xi^{-})^{V} + (\cdot, \xi^{-})^{V} = \xi^{-}(\cdot, \xi^{-})^{V}$$

$$= V \times 77, \cdot V + (\cdot, \xi^{-})^{V} = \xi^{-}(\cdot, \xi^{-})^{V}$$

$$= \xi^{-}(\cdot, \xi^{-})^{V} + (\xi^{-}(\cdot, \xi^{-})^{V})^{V} + (\xi^{-}(\cdot, \xi^{-})^{V})^{V}$$

$$= \xi^{-}(\cdot, \xi^{-}(\cdot, \xi^{-})^{V})^{V} + (\xi^{-}(\cdot, \xi^{-})^{V})^{V}$$

(ج) حساب درجات الحرية:

(د) حساب التباين:

(هـ) حساب النسبة الفائية :

جدول (٩-٥) تلخيص نتائج تحليل التبايين

ف	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	7,18	٤,٢٨	۲	بين المجموعات
۸.۸	14,44	٣٨٣	10	داخل المجموعات
		TYA, TA	١٧	المجموع

مثال (٦-٩)

أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات الأربعة التالية بطريقية تحليل التبايين:

٥	١	٤	٣	۲	س ۱
		١	٣	۲	س ۲
			١	٣	٣, ٣
			7	۲	س ؛

الحسسا

ſ	س ٤	س ۳	س ۲	۱ س	س ع	٣٠٠	۳س	س ۱
l	٤	٩	٤	٤	۲	٣	۲	Υ.
	٤	\	٩	٩	۲	\	٣	٣
			\	17			١	٤
				\ \				١
				70				0
	٨	١.	1 1 2	00	٤	- ٤	٦	10
					س ٤ = ٢	سّ ۲=۲	سٌ ۲=۲	سَ ۱=۳

(أ) حساب مجموع المربعات (داخل المجموعات)

مجموع المربعات داخل المجموعات

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات ﴿

$$\frac{7 \times 7 + 7 \times 7 + 7 \times 7 + 7 \times 7}{7 + 7 + 7 + 7} =$$

$$r, rr = \frac{rq}{q} = \frac{\xi + \xi + 7 + 10}{q} =$$

$$., \forall \lambda = \Upsilon, \Upsilon \Upsilon - \Upsilon = 15$$

$$1,77-=7,77-7=7$$

$$0.5 = 7.77 - 7.77 - 7.77$$

$$0.5 = 7.77 - 7.77 - 7.77$$

$$0.5 = 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.77 - 7.7$$

(ج) درجات الحرية:

(د) حساب التباين:

$$1, \forall 0 = \frac{12.}{\Lambda}$$

$$1, \forall 0 = \frac{12.}{\Lambda}$$

$$1, \forall 0 = \frac{17.2}{\Lambda}$$

(هـ)حساب النسبة الفائية:

(
$$\dot{\omega} = \frac{\text{lir,ly} i \text{ lix,ly}}{\text{lix,ly} i \text{ lower}}$$
)
$$t, ov = \frac{\xi, rq}{1, vo} = \frac{\xi, rq}{1, vo}$$

جدول (۹-۹) تلخيص نتائج تحليل التباين

ف	التباين	، ء الم بعات	درجات الحرية	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,
	1,70	مجدي حرب		
	ĺ	12.	٨	داخل المجموعات
09,10	1.1,71	718,77	i	بين المجموعات
			11	
1,70	11.2,42	712,77	11	ر المجموعات المجموع

مثال (٦-٨) أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات التالية باستخدام تحليل التبايين:

		7		
		٧	1	١٠٠٠
	1	٣	۲	۲, ۳
	*	٧	7	W
		۲	**	س
٣	٤	٣	7	س ٥
				<i>J</i>

الحـــل

	T			~				_	
س ٥	س ٤	س۳	س۲	س۲	س ٥	س ٤	س٣	٣٠٠	\
٤	٤	77	٤	١	۲	7	٦	7	1 10
٩	٤	٤٩	٩	٤٩	٣	1	V	-	
١٦		٤	١		٤		1		"
٩					٣			,	
٣٨	٨	٨٩	١٤	٥.	17	٤	10		
					۳=٥ آس	Y=5 ~	'	٠ ـ ـ ـ ـ ـ ـ	۸ س ۱ == ٤
						٠,٠٠٠	س ا	اس ۲ = ۱	ا س ۱ = ٤

(أ) حساب مجموع المربعات (داخل المجموعات)

$$q = 17 - Y0 = Y \left(\frac{\Lambda}{Y} \right) - \frac{0.}{Y} = Y$$

$$1, YV = 1 - 1, YV = Y \left(\frac{7}{Y} \right) - \frac{11}{Y} = Y$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{10}{Y} \right) - \frac{\Lambda 9}{Y} = Y$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{\Lambda}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{\Lambda}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{Y}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{Y}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{Y}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{Y}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{Y}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{Y}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{X}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{X}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{X}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{X}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV = Y \left(\frac{1}{Y} \right) - \frac{X}{Y} = 1$$

$$1, YV = Y0 - Y9, TV =$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

مجموع المربعات بين المجموعات =
$$0.15^{1} + 0.15^{1} + 0.15^{1} + 0.15^{1} + 0.05^{1}$$
 + 0.05^{1} + 0.05^{1} المربعات بين المجموعات = 0.15^{1}

$$\frac{11}{1\xi} = \frac{10 - 07}{1\xi} = \frac{7}{1\xi} - \xi = 10$$

$$\frac{10 - 1}{1\xi} = \frac{10 - 70}{1\xi} = \frac{10}{1\xi} - 7 = 70$$

$$\frac{10 - 1}{1\xi} = \frac{10 - 70}{1\xi} = \frac{10}{1\xi} - 0 = 70$$

$$\frac{10 - 1}{1\xi} = \frac{10 - 10}{1\xi} - 7 = 10$$

$$\frac{10 - 10}{1\xi} = \frac{10 - 10}{1\xi} - 7 = 10$$

$$\frac{10 - 10}{1\xi} = \frac{10 - 10}{1\xi} - 7 = 10$$

$$\frac{10 - 10}{1\xi} = \frac{10 - 10}{1\xi} - 7 = 10$$

$$\frac{10 - 10}{1\xi} = \frac{10 - 10}{1\xi} - \frac{10 - 10}{1\xi} -$$

$$\frac{1000}{197} + \frac{100}{197} = \frac{1000}{100}$$

(ج) درجات الحرية:

(1)
$$ci = 1$$
 $ci = 1$ $ci + 1$

(د) حساب التباين:

$$\xi, 7 = \frac{1\lambda, \xi}{\xi} = \frac{1\lambda, \xi}{\xi}$$

(هر) حساب النسبة الفائية:

جدول (٧-٩) ملخص نتائج تحليل التباين

ن	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
0,70	۰٫۸۷۰	70	٤٠	داخل المجموعات
, .	٤,٦٠	۱۸,٤	£	بين المجموعات
			£ £	المجموع

تحليل التباين الثنائي Two Way Analysis Of Variance

فى كثير من البحوث والدراسات النفسية التى تحاول أختيار أثر عاملين مستقلين على متغير تابع، كأن ترغب الدراسة فى التعرف على أثر دافعية الانجاز والجنس (ذكور أو اناث) على التحصيل الدراسي لطلاب الصف الأول الثانوى بالإسكندرية، فإن تحليل التباين الثنائي الذي هو يوضح أثر تفاعلى دافعية الانجاز والجنس. ولحساب تحليل التباين نتبع الخطوات التالية:

(۱) نظم البيانات في جدول ر×ح حيث أن رهى الصفوف وتمثل الطرق المختلفة من المختلفة من نفس النوع، حدهى الأعمدة وتمثل الطرق المختلفة من نوع آخر.

كل خلية في الجدول ينبغي أن تحتوى على نفس العدد (ن) من الملاحظات وعدد الخلايا هو ن = رحن.

(٢) ربع كل صف ثم أجمع كل الأفراد من كل الخلايا لتحسب أ، أ = مجر مربعات جميع الدرجات في كل الخلايا.

(٣) اجمع الدرجات الخام في كل خلية ثم اجمع كل الخلايا.

(٤) اجمع القيمة الناتجة من الخطوة ٣ والمجموع الكلى للدرجات وهذا يسمى ب

(٥) خذ قيم رحد المختلفة في الخطوة ٣ ثم أجمع مجاميع الخلايا لكل صف (دك).

(٦) بعد استكمال الخطوة (٥) بالنسبة لكل صف، ربع كل قيم دك ثم اجمع الناتج مجد ر كك.

إقسم مجموع المربعات مجدد لك على حن

تساوى مجموع المربعات للصفوف.

- (٧) والآن ترجع للمقادير التي تم حسابها من الخطوة (٣) في هذه المرة يتم حساب المجموع لكل عمود.
- (۸) بعد حساب مجموع کل عمود، ربّع مجموع کل عمود واقسم الناتج علی ر ن.

(٩) مرة أخرى إرجع إلى مجاميع الخلايا التي حسبت في الخطوة ٣ وربع مجموع عناصر كل خلية لتحصل على المجموع الكلي هـ ربع هـ لكل خلية واجمع الناتج لكل الخلايا.

(١٠) أوجد مجموع المربعات للتفاعل عن طريق المجموع الكلى - مجموع الصفوف - مجموع الأعمدة - مجموع الخطأ.

(١١) ادخل هذه المجاميع في جدول الملخص.

(١٢) اقسم مجموع الصفوف على ر - ١ لنحصل على تباين الصفوف.

(١٣) اقسم مجموع الأعمدة على رحـ - ١ لتحصل على تباين الأعمدة.

747

(۱٤) إقسم مجموع التفاعلات على (ر - ۱) (حـ - ۱) لتحصل على تباين التفاعل.

(١٥) إقسم مجموع مربعات الأخطاء على رح (ن - ١) لنحصل على تبايين الخطأ.

(۱۸) فرص عدم وجود تفاعل يختبـر بواسطـة.

بدرجات حرية (ر-١) (و حـ - ١)، ر حـ (ن - ١).

وفيما يلى توضيح لأهم الرموز المستخدمة في التحليل:

س هي الدرجات بصفة عامة.

،س١ هي الدرجات في العمود

اسًا هي الدرجات في الصفوف

،سَ١ هي متوسط الدرحات في الصف

،سُ٢ هي متوسط الدرجات في الصف.

، مُن هي المتوسط الكلي للدرجات.

ع ١ = تباين العمود.

، ع ٢ = التباين داخل الخلايا.

،ع ٣ = التباين بين متوسطات الصفوف.

، ع ٤ = تباين التفاعل، التباين بين متوسطات الخلايا المختلفة.

$$\frac{1}{1} \frac{3}{1} = \frac{1}{1} \frac{$$

- حيث ع الم مو تباين الأعمدة (وينتج من الفروق بين متوسطات الأعمدة). ع ٢٦ هو التباين داخل الخلايا (وينتج من التباين بين الدرجات في داخل كل خلية).

$$\frac{7}{7} = \frac{37}{7}$$

$$= \frac{37}{7}$$

حيث ع٣٦ هي تباين الصفوف (وينتج من الفروق بين متوسطات الصفوف).

$$\frac{7}{1} = \frac{3}{1} = \frac{7}{1}$$
angex $= \frac{3}{1}$

من ع التباين التفاعل (وينتج من التباين بين متوسطات الخلايا المختلفة).

درجات الحرية

أ
$$\times$$
 ب (٣) درجات حرية الأعمدة \times الصفوف = (عدد الأعمدة $-$)(عدد الصفوف $-$ 1)

- (٤) درجات الحرية بين الخلايا = مجـ (عـدد كـل خليـة ١)
- (٥) درجات الحرية الكلية = عدد الأعمدة × عدد الصفوف × عدد العناصر في الخلية ١.
 - (٦) ملخص البيانات في جدول يتخذ الشكيل التمالي.

جدول توضيحي يين تلحيص نتائج تحليل التباين الشائي

مستوى الدلالة	ف	التباين	مجموع المربعات	د. ج	المصدر
					الأعمدة
					الصفوف
					الأعمدة×الصفوف
					داحل الخلايا
					المجموع

مثال توضيحي

افترض أن الدرجات المبينة في الأمثلة السابقة ليست مأخوذة من ٣ عينات مستقلة من الطلبة، وأن فئات الطلاب الثلاثة ثم تصنيفها على أساس اختبار قبلي. وافترض أن البيانات التالية هي درجات كل مجموعة مكونة من ٦ طلاب تم اختيارهم عشوائيا وأن كل مجموعة تمثل طريقة تدريس مختلفة.

والجدول التالي يوضح هذه البيانـات:

طرق التدريس

المجموع	المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى	مسلسل
7 2	٦	٨	١.	١
77	٧	٦	٩	۲
71	٤	٨	٩	٣
١٧	٣	٦	· A	٤
11	\	7	V	٥
١٣	٣	٥		٦
١٠٨	7 8	77	٤٨	المجموع

(١) نوجد مجموع المربعات بين المجموعتين (الأعمدة) وذلك كما سبق في الحالة الأولى.

 $\xi \Lambda = 7\xi \Lambda - 797$

(٢) نوجد مجموع مربعات الصفوف (الثلاثيات)

$$\frac{r}{r} + \frac{r}{r} + \frac{r}{r} + \frac{r}{r} + \frac{r}{r} + \frac{r}{r} + \frac{r}{r} = si$$

$$+ \frac{r}{r} + \frac{r}{r}$$

(٣) المجموع الكلي للمربعات.

$$\frac{\mathbf{Y}(1 \cdot \mathbf{A})}{\mathbf{A} \cdot \mathbf{A}} = \mathbf{Y}(\mathbf{Y}) \dots \mathbf{A} + \mathbf{Y}(\mathbf{A}) + \mathbf{Y}(\mathbf{A}) = \mathbf{A} \cdot \mathbf{A}$$

(مجموع ۱۸ مفردة)

(٤) نحسب خطأ مجموع المربعات (البواقي)

وهي عبارة عن المجموع الكلي للمربعات مطروحاً منه مجموع المربعات بين المجموعات ومجموع مربعات الثلاثيات.

خطأ مجموع المربعات = ١٠٦ - ٤٨ - ٢٠٦ = ١٢,٦٧

(٥) نحسب درجات الحرية

درجات الحرية الخاصة بالتبايل بين المجموعات (الطرق)

در جات الحريه الحاصة بالتبايين بيس المجموعات = ٢ - ١ = ٢

در حان الحرية حرصة بالتبايس بيس الثلاثيات = ١ - ١ = ٥

درجات الحرية الخاصة بكل المفردات = ١٨ - ١ = ١٧ . . . درجات الحرية الخاصة بالخطأ = ١٧ - ٢ - ٥ = ١٠ . .

ويمكن تلحيص الننائج السابقة بالجدول الآتي:

النسبة الفائية ف	التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
	۲٤	۲	٤A	بين الطرق
۱۷,۳۷		٥	٤٥,٣٣	بين الثلاثيات
	1,777	١.	17,77	الخطأ
		۱۷	1.7	المجموع

(٦) الدلالة الاحصائية الفائية:

وبالبحث فی الجداول عن قیمه ف لدرجه حریه (۲) بین الطرق و درجه حریه (۱۰) عند مستوی ۰٫۰۱ کانت ف = ۶٫۱۰ وعند مستوی ۰٫۰۱ کانت ف = 5,1,3 وعند مستوی ۰٫۰۱ کانت ف = 5,1,3 وعند مستوی ۰٫۰۱ کانت ف = 5,1,3

وحيث أن قيمة ف في مثالنا هذا = ١٧,٣٧

من هنا نجد أن النسبة الفائية المحسوبة وهي ١٧,٣٧ تزيد عشن قيمة ف الجدولية عند مستوى ٠٠,٠١.

.. ف دالة احصائيا عند مستوى ٠٠,٠١

The Nature of Error Variance

طبعة خطأ التباين:

إن طبيعة خطأ مجموع المربعات وبالتالى الخطأ في تقدير التباين يمكن أن يحسب بوضوح من المبادىء الأولية. ولهذا الغرض سنقوم بتحليل البيانات الأصلية مرة الأخرى.

والبيانات الأصلية ومتوسط درجات الثلاثيات نوضحها في الجـدول التـالي.

متوسط الثلاثيات	مجموع III	مجموع II	مجموع ا	الثلاثيات
۸,۰۰	7	٨	١.	١
٧,٠٣	٧	٦	٩	۲
٧,٠٠	٤	٨	٩	٣
٥,٦٧	7	٦	٨	٤
7,77	\	٣	٧	٥
٤,٣٣	7	٥	٥	٦
	٤	1	٨	المتوسط

المتوسط العام =

$$\gamma = \frac{\chi + \chi + \chi}{\mu} = \frac{\chi}{\mu}$$

(١) تحذف الفروق بين الطرق المختلفة وذلك كالآتي:

- توجد الفروق بين المتوسط العام ومنوسط كل مجموعة.
- إذا كان المتوسط العام أقل من متوسط المجموعة في هذا الحالة نقوم بطرح
 هذا الفرق من كل درجة من درجات هذه المجموعة:

وفي مثالنا هذا يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات المجموعة (1)

- إذا كان المتوسط العام يساوى متوسط المجموعة. في هذه الحالة تبقى درجات المجموعة (II) كما هي. المجموعة (II) كما هي.
- إذا كان المتوسط العام أكبر من منوسط المجموعة. في هذه الحالة نقوم بإضافة الفرق إلى كل درجة من درجات المجموعة.

وفى مثالنا يجب إضافة ٢ إلى كل درجة من درجات المجموعة (III) وهذا يمكن توضيحه في الجدول الآتي:

البيانات محذوفة منها الفروق بين الطوق

منوسط الثلاثيات	ىجىوع III	مجموع اا	مجموع ا	الثلاثيات
۸,۰۰	٨	٨	٨	\
٧,٣٣	٩	• 1	٧	7
٧,٠٠	٦	٨	V	٣
0,77	٥	٦.	٦	٤
٣,٧٦	٣	٣	۵	٥
٤,٣٣	٥	0	٣	•
	7	1	1	المتوسط

(٢) نحذف الفروق بين الثلاثيات وذلك كالآتي:

- توجد الفروق بين المتوسط العام ومتوسط كـل ثلاثيـة.
 - إذا كان المتوسط العام أقل من منوسط الثلاثية.

في هذه الحالة نقوم بطرح الفروق من درجـات كـل ثلاثيـة.

فمثلا بالنسبة للثلاثية الأولى نجد أن المتوسط نجد أن المتوسط العام يقل عن متوسط الثلاثية بمقدار ٢.

معنى ذلك أنه يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات هـذه الثلاثية.

• إذا كان المتوسط العام أكبر من متوسط الثلاثية في هذه الحالة فإن الفرق يضاف إلى كل درجة من درجات هذه الثلاثية .. وهكذا.

ويمكن توضيح ذلك بالجدول التالي:

جدول بيانات. موضحا فيه الفروق بين الطرق المختلفة مع إزالة الفروق بين الثلاثيات:

			T	11:14:11	
أمتوسط الثا	مجموع ااا	مجموع II	مجموع 1	ر پیری	1
٠,		٦	٦	1	١
٠	V.7V	1,77	0,77	7	
*	V	0	٦	٣	
`	0,77	7,77	7,77	i.	
` ~		٥,٣٣	٧,٠٣	0	
٠		٧,١٧	7,17	1	_
	1	٦	٦	المتوسط	
	متوسط الثا ٦ ٦ ٦ ٦	مجموع III متوسط الثا ۲ ۲ ۲ ۷,٦۷ ۲ ۲ ۳,۳۳ ۲ ۲,۹۷	7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 9,77 9 7 9,77 9,77 9,77	7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7	7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7

المتوسط العام = ٦

وكما موضع الجدول السابق نجد أن متوسطات الطرق ومتوسطات الثلاثيات كلها متساوية ومعنى ذلك أن التباينات لكل من الطرق والثلاثيات قد تم حذفها. ورغم ذلك نجد أن الدرجات كلها ليست متساوية والتباين الباقى هو فى الواقع خطاً التباين.

وخطأ مجموع المربعات يمكن الحصول عليه بواسطة جمع متوسط المربعات الستة.

أى أن تباين الخطأ هو التباين الباقى عندما تتلاشى التباينات من كـل المصادر وهى الطرق والثلاثيات في مثالنـا هـذا.

تمارين على الفُصل

(1)

ر الدين الدين محمد النين من الدين الاست على محملين النظر الدين الدين الدين الدين المعلم المعلم المتعالم المتعا

CONTRACTOR CONTRACTOR	E. I. S William Street, and Application of the Paris, and Appli	THE TALK OF THE PERSON OF THE RECORDS	SERVICE SERVIC	Basic metabolism (1911) (1912)	The following and company
C	٨	٧	17	٨	د کور
e	١.	٥	٨	٧	إناث

(7-9)

إحسب الفروق بين ثلاثة مجموعات من الطلاب في درجات التحصيل الدراسي لمقرر علم النفس التربوي بطريقة تحليل التباين إذا علم أن در جاتهم كما هو موضح بالجدول التالي:

۴.	70	۸۲	**	70	المجموعة الأولى
70	۲٤	۲.	1 7	۲.	المجموعة الثانية
77	70	7 £	77	۱۷	المجسرعة الثالثة

:(٢-٩)

إحسب الفروق بين ٥ مجموعات بطريقة تحليل التباين في درجاتهم في اختبار للقدرة العددية والمبينة بالجدول التالي:

71	7.	71	٥٩	٤٩	درجات المجموعة الأولى
٦.	٦٧	٦.	00	٨٢	درجات المجموعة الثانية
7.7	٥٢	٥ ٤	7,7	٦٤	مرجات المجموعة الثالثة
09	7.8	70	co	٦٧	رحاس السجموعة الرابعة
00	00		7.7	٧.	درجاب المجموعة الخامسة

إحسب الفروق بين المجموعات الموضحة بالجدول التالى مستخدماً طريقة تحليل التباين الأحادى.

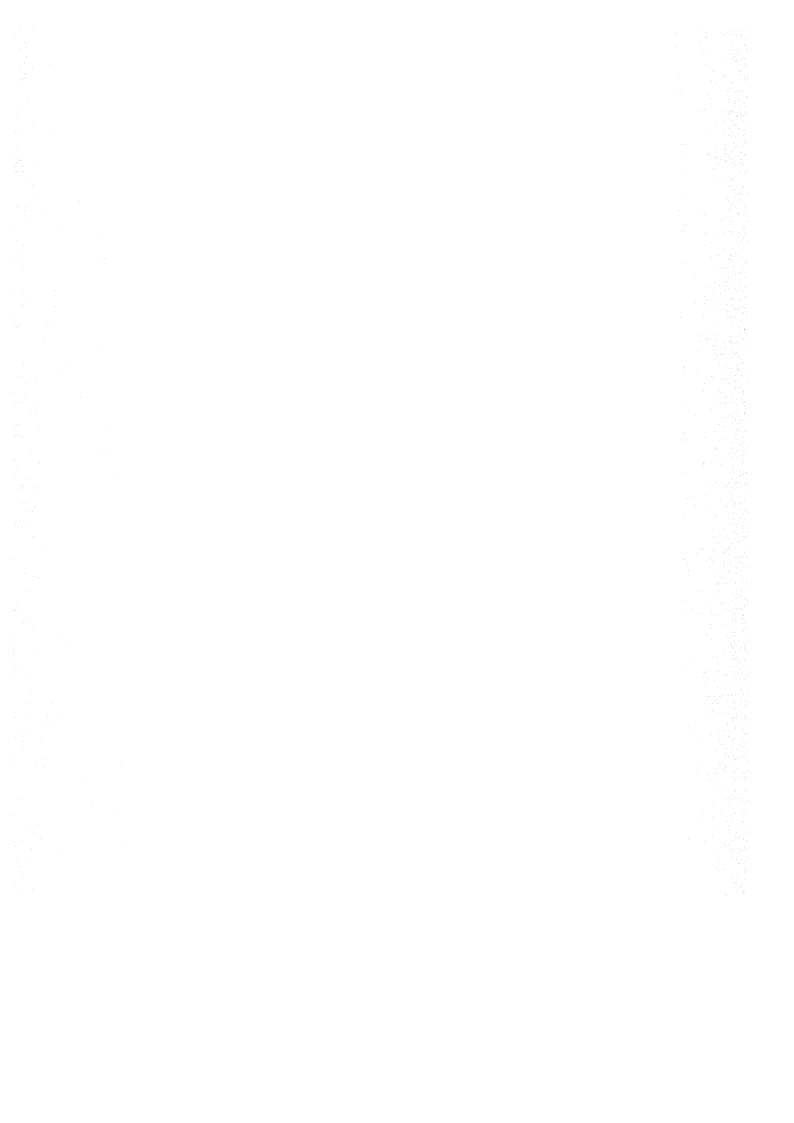
٣	\ \ \	مس\
۲	۲	س ۲
٩	١	س٣
0	Ł	س ٤
۲	1	س٥
•	Y	س٦
	Y 9 0 T 1	Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y

الفصل التاسع

اختبَارَات الدَلالَة الأَحْصَائيَّـة

Statistical Signeficance

النسبة الحرجَة Critical Ratio اختبَار ات: Test "1" اختبَار فروض البحَث العلمي Tests and Hypotheses Testing



تهدف اختبارات الدلالة الإحصائية إلى الكشف عن مدى اقتراب المقاييس الاحصائية للعينات من المقاييس الاحصائية للمجتمع الأصل، ولذلك فإن الثقة تزداد في مقاييس العينة كلما اقتربت من أصلها أى أن الثقة في مقاييس العينة تزداد كلما كان انحرافها عن مقاييس المجتمع الأصل صغيراً.

ويستخدم الخطأ المعيارى Standard Error الذى يدل على مدى الخطأ المحتمل لتلك المقايس في ابتعادها أو اقترابها من مقايس المجتمع الأصلى. ويمكن استخدام الانحراف المعيارى أيضا لهذا الغرض.

الخطأ المعياري لمتوسط العينة:-

يقدر الخطأ المعيارى لمتوسط العينة العشوائية الواحدة بالجذر التربيعي لتباين المتوسط ويكون حساب الخطأ المعياري من احدى المعادلتين التاليتيين:

المعادلة الأولى: الخطأ المعيارى =
$$\frac{3}{\sqrt{\dot{v}}}$$
 (١)

حيث ع هي الانحراف المعياري للعينة، ن هي عدد أفراد العينة.

حيث محرح مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط، ن هي عدد أفراد العينة.

مثال (۱۰۱-۱)

إذا أخذت عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ طالب وحسب المتوسط الحسابى لنسب ذكائهم فكان ٢٦,٢٥ فأوجد النحراف المعيارى فكان ٢٦,٢٥ فأوجد الخطأ المعيارى؟

الخطأ المعيارى =
$$\frac{2}{\sqrt{|V|}}$$
 الخطأ المعيارى = $\frac{77,70}{\sqrt{|V|}}$

الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين:

أولا: إذا كان المتوسطان مرتبطان:

إذا كان متوسطا درجات مجموعة من الطلاب في اختبارين أحدهما للحساب والآخر للهندسة هما سَ١، سَ٢ وكانت درجات الطلاب في هذين المقررين مرتبطين وكان معامل الارتباط بينهما هو ر ، فإذا كان المعياري لمتوسط درجات اختبار الهندسة اختبار الحساب ع سَ١. وكان الخطأ المعياري لمتوسط درجات اختبار الهندسة هو

ثانيا: إذا كان المتوسطان غير مرتبطين:

إذا تم حساب متوسطى درجات مقرر الرياضيات لتلاميذ مدرستين أحدهما للبنين والأخرى للبنات فإنه لايمكن حساب العلاقة بين درجات البنين ودرجات البنات في اختبار الرياضيات لأن الارتباط يعتمد على مقارنة درجات كل طالب في كل مرة نختبره فيها ودرجاته في المرة التي تليها. ويمكن إعتبار أن ر = صفر في هذه الحالة.

وعليه فإننا عوضنا في معادلة الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين مرتبطين عن قيمة ر = ، يكون الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين غير مرتبطين كما هو مبين في المعادلة التالية:

الحطأ المعياري للفرق بين متوسطين عير مرتبطين المعياري للفرق بين متوسطين عير مرتبطين المعياري المفرق بين متوسطين عير مرتبطين

وفيما يلي يستعرض المؤلف طرق حساب دلالة الفروق بيس المتوسطيس:

Critical Ratio

(١) النسبة الحرجة

لحساب دلالة الفرق بين متوسطين نحسب الخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين ثم نحسب النسبة الحرجة من المعادلة التالية:

لحساب دلالة الفرق بين المتوسطين نحسب الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين ثم نحسب النسبة الحرجة من المعادلة التالية:

النسبة الحرجة = الخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين

فإذا كان المتوسطان مرتبطان فإن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين يكون ع أسًا + ع أسّ ٢ - ٢رعس المتوسطين

حيث س1، س7 هما متوسطى درجات أفراد المجموعتين فى اختبارين، س1ع، س7ع هما الخطآن المعياريان للمتوسطير السابقين، رهو معامل الارتباط بين درجات الاختبارين.

: النسبة الحرجة =
$$\frac{1}{\sqrt{3}} = \frac{1}{\sqrt{3}} = \frac{1}{\sqrt{3}}$$

مشال (۲۰ - ۲)

إذا كان متوسط درجات مجموعتين مختلفتين من طلاب المدارس الثانوية بالمدينة المنورة في اختبار الذكاء هي:

متوسط ذكاء المجموعة الأولى ١٠٩ وانحرافه المعيارى ١٧,٢ ومتوسط ذكاء المجموعة الثانية هو ١١٦ وانحرافه المعيارى هو ١٦,٨ فأوجد النسبة الحرجة.

المجموعتين غير مرتبطين لأنهما من مدرستيس مخلفتيس

$$\frac{1 \cdot 9 - 117}{7(17, \Lambda) + 7(17, \Upsilon)} = \frac{10^{-7} - 10^{-7}}{10^{-7} - 10^{-7}} = \frac{10^{-7} - 10^{-7}}{10^{-7}} = \frac{10^{-7}}{10^{-7}} = \frac{10^{-7}}{10^{-7}} = \frac{10^{-7}}$$

مثال (۲۰۱۰)

إذا كان متوسطات درجات مجموعة من الطلاب في اختبارين أحدهما للقراءة والآخر للتعبير هما ٣٠,٦، ٣٤,٥ على الترتيب وكان الخطأ المعيارى لدرجات الطلاب في التعبير هو الطلاب في القراءة هو ٦,٢ والخطأ المعيارى لدرجات الطلاب في التعبير هو ٤,٨ وكان معامل الارتباط بين درجات الطلاب في اختبارى القراءة والتعبير هو ٧,٠ فما هي النسبة الحرجة.

الحسسل

$$\frac{r, 7 - r_{\xi,0}}{\cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times \cdot, \nu \times 7 - r_{(\xi,\lambda)} + r_{(\Upsilon,7)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)} + r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 7 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)} + r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)} + r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 1, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, 1 \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7, \lambda \times 7 - r_{(\chi,\lambda)}/\sqrt{ \cdot, \lambda \times 7, \lambda \times 7$$

اختبَارات للفروق بين المتوسطات

فى البحوث والدراسات التجريبية، يحصل الباحث على ملاحظات عن أفراد ٢٥٢ عينة البحث فإذا كان عدد هده الملاحظات «ن» وكانت عينة الأفراد هي عينة عشوائية فإن تباين هذه العينة (ع) يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$\frac{1}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}$$

وعدد درجات الحرية يساعد في تحديد تباين العينة ومقدار درجات الحرية لعينة عدد أفرادها ن هي (ن-١). وقبل شرح طرق حساب دلالة الفروق بين متوسطات باستخدام اختبار (ت) كما ينبغي على الباحث أن يتحقق من بعض الشروط الأساسية في متغيرات بحشه.

الشروط الأساسية الواجب توافرها لاستخدام اختبار «ت»:

توجد عدة شروط أساسية ينبغى على الباحث أن يتحقق منها في متغيرات بحثه قبل أن يستخدم اختبار «ت» في حساب دلالة الفروق بين المتوسطات،

وإلا فإن الناتج الذي يتوصل إليه الباحث لن يعبر عن الحقيقة. ولـذلك فـإن على الباحث أن يدرس متغيراته من النـواحي التاليـة:

- حجم العينة.
- الفرق بين حجمي العينتين.
 - مدى تجانس العينات.
- مدى اعتدالية التوزيع التكراري لعينتي البحث.

وفيما يلي عرض موجز لهذه الجوانب:

(١) حجم العينة:

حيث أن إختبار «ت» يصلح للعينات الصغيرة (ن < ، ٥)، فإنه يصلح أيضا للعينات الكبيرة والتي تصل في بعض الأحيان إلى ١٠٠٠٠ أو أكثر من ذلك وحتى مالا نهاية (٥٠).

(٢) الفرق بيس عينتي البحث:-

يجب ألا يكون الفرق ببين عينتى البحث كبيراً جداً لأن حجم العينة يؤثر على مستوى دلالة «ت» وذلك لأن مستوى الدلالة يتأثر إلى حد كبير بدرجات الحرية.

(٣) مدى تجانس العينيين:-

يقاس التجانس بمدى الفرق بين تباين العينتين ولايقاس هذا الفرق بطرح التباين الأصغر من التباين الأكبر ولكن يقاس بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر والنسبة الناتجة تسمى النسبة الفائية (ف) وترجع هذه التسمية إلى اسم واضعها وهو العالم فيشر Fisher

وتكون العينة متجانسة تماماً إذا كانت ف = ١ وتعتبر العينة متجانسة إذا كانت قيمة (ف) غير جوهرية.

(1) مدى اعتدالية التوزيع التكوراري لعينتي البحث:

معنى اعتدالية التوزع التكرارى هو التحرر من الالتواء السالب أو الموجب والتوزيع الاعتدالي هو التوزيع الخالي من الالتواء. ويجب أن يكون التوزيعان التكراريان للعينتين اعتداليان.

وينحصر الالتواء بين ٣٠٠ و ٣٠٠ الذي يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$|V| = \gamma$$
 $|V| = \gamma$ $|V|$

توزيع ات، The "T" Distribution

إذا كان متوسط ممجتمع الأصل هو م وكان متوسط العينة هو س- فإن المعادلة التي تحدد قيمة «ت» هي:

ت = <u>سَ مَ مَ</u> . حيث عسَ هو الخطأ المعياري لمتوسط العينة.

قیمة «ت» الناتجة لها ترزیع معروف یسمی توزیع «ت» ویحسب مستوی دلالة قیمة «ت» من لملحق رقم (٤).

الحالات المختلفة لحساب قيم «ت»:

(١) دلالة الفرق بيمن متوسطين غير مرتبطين لعينتين غير متساويتين في عدد الأفراد.

طريقة الحساب:

- نوجد الفرق بين المتوسطين س١-س٢٠٠
- نحسب الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين وتكون قيمته في هذه الحالة كما يلي:

$$\left(\frac{1}{10} + \frac{1}{10}\right) \left(\frac{1}{10} + \frac{1}{10} + \frac{1}{10}\right) \left(\frac{1}{10} + \frac{1}{10}\right)$$

• نوجه قيمة ت المحسوبة وتساوى حارج قسمة الفرق بين المتوسطين على الخطأ المعياري.

وتستخدم هذه الطويقة للأعداد الصغيرة والأعداد الكبيرة على السواء.

مثال (۱۰-۶)

أحسب قيمة ت لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن

$$\frac{1}{(\frac{1}{1} + \frac{1}{1})(\frac{1}{1} + \frac{1}{1})} = \frac{1}{(\frac{1}{1} + \frac{1}{1})} = \frac{1}{(\frac{1$$

$$Y \cdot , \forall \mathsf{q} = \frac{\mathsf{q} \cdot \mathsf{q}}{\mathsf{q} \cdot \mathsf{q} \cdot \mathsf{q}} = \frac{\mathsf{q} \cdot \mathsf{q}}{\mathsf{q} \cdot \mathsf{q} \cdot \mathsf{q} \cdot \mathsf{q}} = \frac{\mathsf{q} \cdot \mathsf{q}}{\mathsf{q} \cdot \mathsf{q}} = \frac{\mathsf{q} \cdot \mathsf{q}}{\mathsf{q}} = \frac{\mathsf{q}}{\mathsf{q}} = \frac$$

(۲) دلالة الفرق بين متوسطين غبر متوسطين غير مرتبطين لعينتين متساويتن في عدد الأفراد: لحساب قيمة «ت، في هذه الحالة نتبع الخطوات السابقة ولكن باعتبار أن ن١ = ن٠ في معادلة الخطأ المعياري للفرف بين متوسطين فتصبح قيمة هي

$$\frac{7\dot{v} - 1\dot{v}}{7\varepsilon + 1\dot{\varepsilon}} = \dot{v}$$

$$1 \wedge \cdot = 1$$
 $1 \wedge \cdot = 1$ $1 \wedge \cdot = 1$ $1 \wedge \cdot = 1$ $1 \wedge \cdot = 1$

$$\frac{7 - \sqrt{3}}{3} = \frac{1 + 3}{3}$$

$$\frac{3 + 1 + 3}{3}$$

$$\frac{3 + 1 + 3}{3}$$

$$\frac{7 \cdot -}{9 \cdot 9} = \frac{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{\frac{7}{(7 \cdot 1) + \frac{7}{(7 \cdot 1)}}} = \frac{1}{2}$$

$$\Lambda, \Upsilon \vee \Lambda \uparrow - = \frac{\Upsilon \cdot -}{\Gamma, \Upsilon \uparrow \xi} = \frac{\Upsilon \cdot -}{\Gamma, \Upsilon \uparrow \Gamma \downarrow}$$

(٣) دلالة الفرق بين متوسطين غير متجانسين وعير مرتبطين:

إذا كان عدد أفراد مجموعة (١) هو ١٠ ومتوسطها سَ١ وكان عدد أفراد مجموعة أخرى (ب) هو ن٢ ومتوسطها س٢ فإذا كـان الانحـراف المعياري للمجموعة (أ) هو ع؛ والانحراف المعياري للمجموعة (ب) هو ع٢ فإن الخطأ

إذا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٩٨ تلميذاً في أحد المدارس المتوسطة بالمدينة المنورة هو ١٠٢ بانحراف معيارى قدره ١٤ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة مكونة من ٧٧ تلميذة بأحد المدارس المتوسطة للبنات بالمدينة المنورة أيضا هو ١٠٠ بانحراف معيارى قدره ١٢ فما قيمة «ت» للفرق بين المتوسطين؟

$$\frac{7\sqrt{1-1}\sqrt{1}}{7\sqrt{1+1}} = 0$$

$$\frac{7\sqrt{1-1}\sqrt{1}}{7\sqrt{1+1}} = 0$$

$$\frac{7\sqrt{1-1}\sqrt{1}}{7\sqrt{1+1}} = 0$$

$$\frac{7\sqrt{1-1}\sqrt{1}}{7\sqrt{1+1}} = 0$$

$$\frac{7\sqrt{1+1}\sqrt{1+1}}{7\sqrt{1+1}} = 0$$

$$\frac{7\sqrt{1+1}\sqrt{1+1}}{7\sqrt{1+1}} = 0$$

$$\frac{7\sqrt{1+1}\sqrt{1+1}}{7\sqrt{1+1}} = 0$$

(٤) دلالة الفرق بين متوسطين مرتبطيس:

إذا أُعيد إجراء نفس الاختسار على مجموعة الأفراد فى وقت آخر كسا يفعل الباحث عند حساب ثبات اختبار بطريقة إعادة الاختبار فإننا نستخدم المعادلة التالية لحساب قيمة (ت):

$$\frac{v^{2}}{v^{2}} = \frac{v^{2}}{v^{2}}$$

$$\frac{2v^{2}}{v^{2}} = \frac{v^{2}}{v^{2}}$$

$$\frac{2v^{2}}{v^{2}} = \frac{v^{2}}{v^{2}}$$

$$\frac{2v^{2}}{v^{2}} = \frac{v^{2}}{v^{2}}$$

حيث سن هي متوسط الفروق بين درجـات المجموعتيـن.

محرح أف هي مجموع مربعات انحرافات الفروق بين الدرجات عن متوسطها

وهده الطريقة تقتصى أن يكون عدد أفراد العينتين منساويتين وذلك لأن الدرجات المتناظرة في العينتين مرتبطة

ὑ = τ*ὑ* = 1*ὑ* ..

مثال (٧-١٠) إحسب قيمة دت، للفرق بين متوسطى المجموعتين من الدرجات الموضحة بالجدول التالى:

1							
	١٩	17	۲.	١٨	١٩	10	س ۱
	۱۷	١٤	70	۱۷	17	١٢	س ۲

ح ک ف	حف	الفروق بين الدرجات (ف)	س۲	س ۱
٤	۲	٣	١٢	10
٤	۲	٣	17	١٩
	•	1	17	١٨
77	7-	6-	70	۲.
١	١	۲	١٤	١٦
\	١	*	۱٧	١٩
٤٦		1	1.1	۱۰۷

٠,٨١ =

اختبار فووض البخث العلمي

يقصد بالفرض العلمي أنه حل مقترح لمشكلة البحث، هذا الحل يصوغه الباحث صياغة واضحة دقيقة بحيث لاتعطى أكثر من معنى واحد ولايتضمن أكثر من علاقة واحدة يمكن اختبار مدى صحته بطريقة إحصائية.

ويمكن تعريف الفرض العلمي على أنه تفسير محتمل للعوامل التي يحاول الباحث فهمها، ويمكن اعتبار أن الفرض هو مجرد تعميم مبدئي تظل صحته وصلاحبته موضع اختبار.

خصائص الفرض العلمي:

ينبغى أن تتوفر في الفرض العلمي الشروط التاليـة:

١ - أن يكون لكل فرض إجابة صحيحة واحدة ولايحتمل أكثر من إجابة واحدة.

٢ - أن يكون الفرض العلمي بسيطاً في صياغته وأن يقدم أبسط حل للمشكلة.

٣ - ينبغى ألا يتعارض الفرض مع الحقائق التي تـم النـوصل إليهـا عـن طريق البحث العلمي.

- ع أن بكون للفرض قوة تفسيريـة.
- أن بوضح الفرض علاقة بيس متغيريس أو أكشر.
- ٢ أن يكون الفرض العلمي واضع الصياغمة ومحدود المعني.
- ٧ أن يصاغ الفرض بطريقة تسمح باختياره إحصائياً أو بطريفة تمكن
 الباحث من قياس احتمال وجوده في الواقع.
- ۸ بحب أن يكون الفرض العلمى مبنياً على معلومات أو إطار نظرى يستمد منه أحد جوانبه.
- ه يجب أن يتناول الفرض العلمي علاقة محدودة بين متغيريين بحيث يمكن ملاحظة هذه العلاقة وقياسها.

البيانات الاحصائية والفروض العلمية:

تحتوى البيانات الاحصائية على المعلومات الموجودة فعلاً أما الفروض فتتناول ما يتوقع الباحث وجوده، والفرض العلمى يتسم بالجدة وافتراض علاقات محتملة بين المتغيرات التي تتضمنها مشكلة البحث. أما البيانات الاحصائية فتعتبر الأدوات التي تساعد الباحث على اختبار القروض وإثبات درجة احتمالها ووجودها في الواقع وتوجد عدة طرق لصياغة الفروض منها ما يلى:-

١ - فروض موجهة تبحث علاقات طردية أو علاقات عكسية أو فروق
 جوهرية بين المتغيرات.

٢ - فروض غير موجهة مثل الفروض التساؤلية أو الفروض الصفرية.

والفرض الصفرى ينص على عدم وجود العلاقات الجوهرية بين المتغيرات أر عدم وجود الفروق ذات الدلالة الاحصائية بين متوسطى درجـ لمجموعة الأولى والمجموعة الثانية (أى أن سَ١ = سَ٢).

أنواع الفروض العلمية:

يوجز المؤلف أهم أنواع الفروض العلمية فيما يلي:

Inductive Hypotheses

(١) الفروض الاستقرائية

فى هذه الحالة يقوم الباحث بصياغة فروض بعثه على هيئة تعميمات للعلاقات الملحوظة بين المتغيرات. أى أن الباحث يقوم بملاحظة السلبوك والانماط والعلاقات المحتملة. ثم يفترض توضيحات لهذه الملحوظات، وبالطبع فإن عملية الاستدلال Reasoning ينبغى أن تكون مواكبة لدراسة البحوث السابقة لتحديد النتائج التى توصل إليها الباحثون الآخرون فى إختبار مثل هذا الفرض. والطريقة الاستقرائية تفيد الباحث من الناحية العملية. فالباحث يلاحظ سلوك المفحوصين الذين يمثلون أفراد عينة بحثه ويحاول بعد ذلك استقراء المعلومات ومحاولا صياغة تعميمات يحاول بواسطتها توضيح العلاقات التى تمت ملاحظتها.

Deductive Hypotheses

(٢) الفروض الاستنباطية

الفروض التي تشتق من بعض التعميمات المرتبطة بالعلاقات أو التي تستنبط من الاطار النظرى للبحث تتميز بأنها يمكن أن تؤدى إلى تعمميات أكثر للمعلومات، فالفرض الذي يشتق من نظرية يعرف بالفرض الاستنباطي. وهذا النوع من الفروض تتم صياغته في ضوء استقراء بعض الحالات الضرورية والمخروج منها ببعض التعميمات التي تقبل الاختبار الاحصائي والتي يمكن أن تسمى فروضاً علمية. ومثل هذه الفروض يمكن صياغتها من خلال الخبرات السباشرة للباحثين الناتجة عن احتكاكهم بالمواقف المتباينة، ولأن مثل هذه الفروض تصاغ من خبرات خاصة في أماكن محددة فإنها تفيد في حل بعض المشكلات المعينة وعلى نطاق ضيق ولكنها قد تقود إلى سلسلة من الاستنتاجات المفيدة والتي تصلح لتفسير الظواهر بدرجة محددة.

اختبار صحة الفروض العلميـة:

ينبغى على الباحث أن يختار الطرق الاحصائية المناسبة لإختبار كل فرض من فروض البحث، وتعتمد الطريقة الاحصائية على موع الفرض العلمى، فالطريقة الاحصائية التي تستخدم لاختبار الفرض الدى يبحث علاقة بين متغيريان تختلف عن الطريقة الاحصائية التي تستخدم لاختبار الفرض الذى يبحث الفرق بيس مجموعتين من الأفراد في متغير معين، كالمقارنة في مفهوم الذات عند مجموعتين من الأطفال والمراهقين مثلا. فالنوع الأول من الفروض الذى يبحث العلاقات بين المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره احصائيا باستخدام أى طريقة من طرق حساب معامل الارتباط حسب نوع البيانات وحسب الهدف من البحث. والنوع الثاني من الفروض الذى يبحث الفروق بين المجموعات في متغير من المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره احصائيا عن طريق استخدام معادلة النسبة الحرجة المناسبة أو معادلة اختبار «ت» المناسبة حسب طبيعة البحث وطبيعة العينة وخصائصها.

تمارين على الفصل

(۱-۱۰) إذا كان متوسط درجات ٣٥ تلميذاً في مادة الحساب هو ٧٨ درجة بانحراف معيارى قدر، ١٠ في الامتحان النصفي بأحد المدارس الابتدائية بالمدينة المنورة وفي الامتحان النهائي كان متوسط درحات هؤلاء التلاميذ هو ٨٢ درجة بانحراف معيارى قدره ١٢. هل الفرق بين درجات التلاميذ في الاختبارين له دلالة احصائية إذا كان معاسل ارتباط بين درجات التلاميذ في الامتحانين هو ٧٠٠٤

(٢-١٠) أحسب قيمة (ت) لمتوسطين غير مرتبطيين إذا علم أن:

٨٠ = ٢٥١٠٠ = ١٥

(١٠١٠) احسب فيمة ات، لمتوسطين غير مرتبطين اذا علم أن

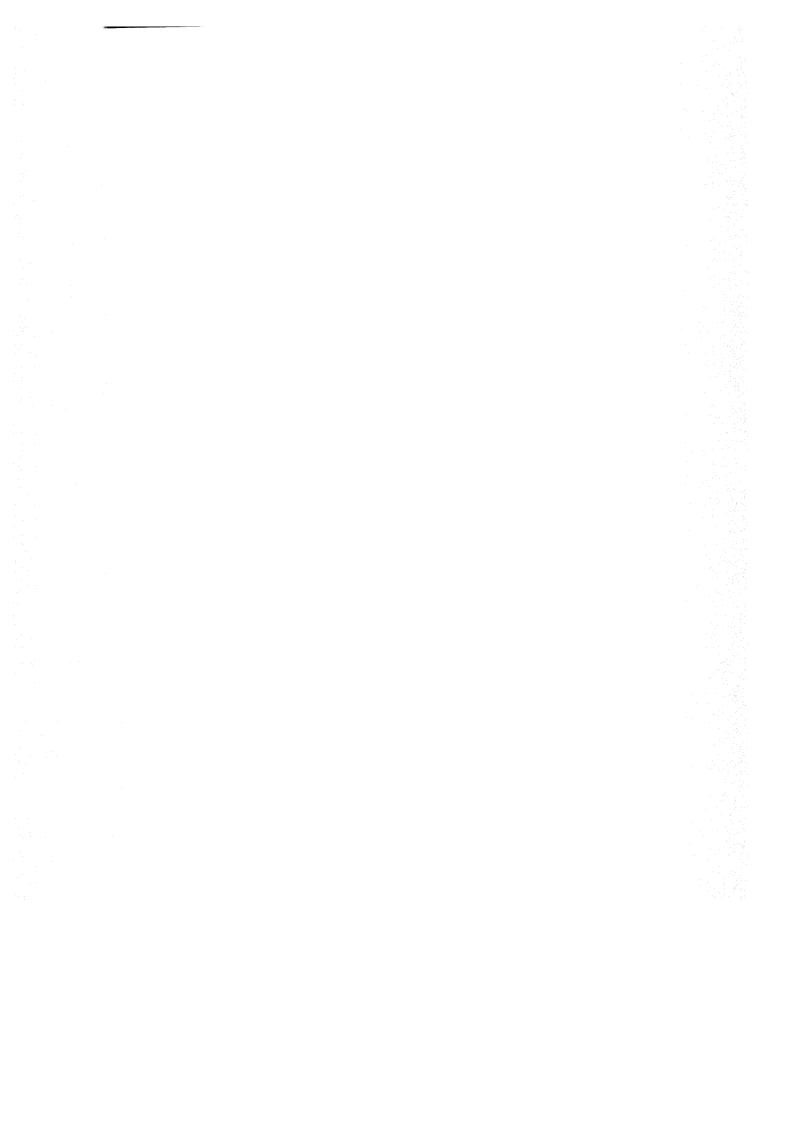
T. = 10 T. = 10

(۱۰-۱۰) إذا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٥٠ تلميذاً في أحد المدارس الابتدائية بالمدينة المنورة هو ٢٠٠ بانحراف سعياري قدره ١٢ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة أخرى من التلميذات بأحدى المدارس الابتدائية المبات مكونة من ٤٠ تلميذة هو ٨٩ بانحراف معباري قدره ١٣ فما قيمة الشرق بين المتوسطين.؟

أوجد أيضا النسبة الحرجة لاح؛ للفرق بين المتوسطين وقبارن بين النتيجية في الحالتين.

الفصل العاشر

اختبًار كا 7 لَدَلاَلة الفرق بَين التكرارَات The $^{2}_{\chi}$ Test



تعتبر اختبار كا وتكتب باللاتينيسة χ^2 وتنطق كاى اسكوير) من أفضل الاختبارات الاحصائية التى تستخدم فى حساب دلالة الفروق بين التكرارات والنسب المئوية. وتستخدم كا الحساب دلالة فروق البيانات العددية التى يمكن تحويلها إلى تكرار أو نسب مئوية وتقوم فكرتها الأساسية على قياس معدى اختلاف التكرارات المتوقعة أو المحتملة الحدوث.

وهذا الاختبار يتميز بالخصائص التالية:-

١ - لايمكن أن تكون قيمة كا٢ سالبة لأنها تساوى مجموع مربعات الفروق التي تكون موجبة دائما.

٢ - قيمة كا تساوى صفر فقط في بعض الحالات غير العادية التي تكون فيها التكرارات المحسوبة مساوية للتكرارات المتوقعة (كم = كق).

٣ - إذا كانت العوامل الأخرى متساوية فإن قيمة كا تزيد كلما زادت الفروق بين التكرارات المتوقعة والتكرارات المحسوبة.

٤ - لاتتحدد قيمة كا للفروق بين التكرارات وحدها ولكنها تحدد بمقدار هذه الفروق بالنسبة لقيمة التكرارات المتوقعة.

ه - تعتمد قيمة كا على عدد الاختبارات المتاحة وكلما زاد عدد الاختبارات كلما زادت قيمة كا .

طوق حسّاب کا

تحسب قيمة كالم من المعادلة التالية:

حيث لئم هي التكرار المشاهد، كن هي التكرار المتوقع

ويمكن الكشف عن مستوى الدلالة الاحصائية لقيمه كـا من الملحق رقم (٥)

مثال (۱-۱۱)

إحسب كا للالة الفرق بين استنتاجات ١٠٠ طالب على سؤال فى استفتاء بحيث كانت الإجابة عنه إما موافق أو غير موافق وكان عدد الذين اجابوا موافق ٤٨ والذين اجابوا غير موافق ٥٢.

الحسل

مثال (۲-۱۱)

أذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد استطلاعـات الـرأى وكـانت إجابـة ٢٠ عهم بنعم وإجابة ٤٠ بـلا إحسب كـا للفروق؟

$$=\frac{\frac{1}{2}(2\delta_{1}-2\delta_{2})}{\frac{1}{2}}=\frac{1}{2}$$

$$=\frac{\frac{1}{2}(2\delta_{1}-2\delta_{2})}{\frac{1}{2}(2\delta_{1}-2\delta_{2})}=\frac{1}{2}$$

$$=\frac{\frac{1}{2}(2\delta_{1}-2\delta_{2})}{\frac{1}{2}(2\delta_{1}-2\delta_{2})}=\frac{1}{2}$$

$$=\frac{1}{2}(2\delta_{1}-2\delta_{2})$$

$$=\frac{1$$

الطريقة المختصرة لحساب كا للجدول التكواري (٢×١)

إذا كان تكرارالاستجابة الأولى هي ك1 وكان تكرار الاستجابة الثانية هي ك1 على سؤال من أسئلة استبيان مشلا فإن كا تحسب من المعادلة التالية:

مثال (۱۱-۳)

إحسب كا للبيانات الموضحة بالمثال السابق (١١-٢) باستخدام الطريقة المختصرة.

الحـــا

$$\xi = \frac{\xi \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{\gamma(\xi \cdot - \gamma \cdot)}{\xi \cdot + \gamma \cdot} = \frac{\gamma(\xi \cdot - \gamma \cdot)}{\gamma \cdot \xi \cdot + \gamma \cdot \delta} = \gamma \delta$$

مثال (11-2)

في استفتاء للرأى العام تبين أن ٨٠ عاملا يحبون مزاولة الأعمال اليدوية بينما يكره ٢٢٠ عاملاً مثل هذه الأعمال إحسب كا للفروق.

الحسسل

$$\frac{1}{(18\cdot-)} = \frac{1}{(12\cdot-12)} = \frac{1}{12\cdot\cdot}$$

$$\frac{1}{(12\cdot-12)} = \frac{1}{(12\cdot\cdot)} = \frac{1}{12\cdot\cdot}$$

الطريقة العامة لحساب قيمة كا لجداول التكرارات (١×ن):

تستخدم المعادلة العامة لحساب قيمة كا النسبة لجداول التكرارات: والمثال النالي يوضح استخدام هذه المعادلة لمثل هذه التكرارات:

كانت استجابات ٣٠ عالب على أحد أسئلة مقياس للإتجاهات ذات ثـلاث إجابات (موافق – لاأدرى – معارض) كما مـوضح في الجـدول التـالي

إحسب كا ۗ للفروق بين هذه الاستجابات؟

,					
	محاك	معارض	لا أدرى	موافق	الاستجابة
	٣.	17	۲	17	التكرارات (ك)

الحسل

$$\frac{1}{1 \cdot 1 \cdot 1}$$
 التكرار المتوقع (كف) = $\frac{4}{2}$ (كف) = $\frac{4}{2}$ (كف) = $\frac{7}{1 \cdot 1 \cdot 1}$ + $\frac{7}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}$ + $\frac{7}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}$ + $\frac{7}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}$ +

(1-11)

فى استبيان كان تكرار القبول ٧٠ وتكرار الرفض ٥٠ احسب كا للفروق بين هذه الاستجابات؟

الحسسل

$$7. = \frac{0. + 0.}{7} = \frac{0. + 0.}{7}$$
التكرار المتوقع (كن = $\frac{5}{100}$)
$$2 \frac{1}{100} = \frac{1}{100}$$
كا $\frac{1}{100}$ = $\frac{1}{100}$

$$\frac{\gamma}{\gamma} = \frac{\gamma}{\gamma} = \frac{\gamma}$$

مثال (۱۱-۷)

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد الاستفتاءات وكمان تكرار القبول ٢٠٠ وتكرار الرفض ٤٠ فما قيمة كما للفروق بين الإجابات؟

الحسسل

حساب كا للفرق بين التكوارات في الجدول التكرارية (٢×٢):

إذا كان لدينا جدول تكراري (٢×٢) كالجدول التالى:

ب	í
د	÷

فإننا نجمع الصفوف والأعمدة كما هو موضح في الجدول التالي:

أ+ ب	ب	ĺ
ج + د	۵	ج
ن	ب + د	أ + ج

فتكون التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا الجدول التكرارى السابـق عى:

التكرار المتوقع للخلية أ =
$$\frac{(l+v)(l+v-)}{v}$$

التكرار المتوقع للخلية $v=\frac{(l+v)(l+v-)}{v}$

التكرار المتوقع للخلية $z=\frac{(v-v)(l+v-)}{v}$

التكرار المتوقع للخلية $z=\frac{(v-v)(l+v-)}{v}$

التكرار المتوقع للخلية $z=\frac{(v-v)(l+v-v)}{v}$

ثم نكمل الحل بالطريقة العامة لحساب كا للفروق بين التكرارات

إحسب كا للفروق بين التكرارات الموضحة بالجدول التالي:

٣٧	70	
٣٤	١٤	

الحسسل

أ + ب	·	Í
٧٢	٣٧	40
ج + د	3	ت
٤٨	٣٤	١٤
ن	ب + د	أ + ج
17.	٧١	٤٩

 $\xi, \circ 1 = 1, 1 \cdot + 1, 7 \cdot + \cdot, 7 \cdot + 1, \cdot 7$

الطريقة المختصرة لحساب كا المجدول التكراري (1×1) الطريقة المختصرة لحساب كا المجدول التكراري (1×1)

حيث ١ تنطق فاى وقيمتها تحدد من المعادلة

مثال (۱۱-۶)

حل المثال السابق (١١-٨) بالطريقة المختصرة؟

$$\cdot, 19 = \frac{01\lambda - 119 \cdot}{7577, 5\lambda} = \frac{(15 \times 77) - (75 \times 70)}{12 \times 12 \times 12} = \emptyset$$

$$29 = (17 \cdot \times 1) - (19 \cdot \times 1) = 0 \times 10 = 10$$

تم سؤال ٥٠٠ طالب من طلاب أحد المدارس الثانوية عما إذا كانوا يحبون العمل اليدوى أم لا؟ وكانت إجاباتهم موزعة حسب الصفوف الدراسية على النحو التالي.

المجموع	غير موافق	لا أدرى	موافق	
10.	٥٥	٦.	70	الصف الأول
۲	١	۲.	۸٠	الصف الثاني
10.	٤٠	٦.	0.	الصف الثالث
o	190	18.	170	

العسسا

والجدول النالى يبين التكرارات المتوقعة والتكرارات المشاهدة لاستجابات الطلاب

١		1			
	غير موافق	لا أدرى	موافق		الصف
	٥٨,٥	٤٢	٤٩,٥	كق	
	00	٦.	70	كم	الأول
	٧٨	۲ ۵		كق	
	١	۲.	۸۰	كم	الثانى
	٥٨,٥	٤٢	٤٩,٥	كق	
	٤.	٦.	٥.	كم	الثالث

$$\frac{\frac{1}{(0\lambda,0-00)}}{0\lambda,0} + \frac{\frac{1}{(27-7.)}}{27} + \frac{\frac{1}{(29,0-70)}}{29,0} = \frac{1}{5}$$

$$\frac{\frac{1}{(0\lambda,0-7.)}}{0\lambda,0} + \frac{\frac{1}{(07-7.)}}{07} + \frac{\frac{1}{(17-1.)}}{17} + \frac{\frac{1}{(17-1.)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(29,0-0.)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(29,0-0.)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} = \frac{1}{(12,0-)}$$

$$\frac{\frac{1}{(12,0-)}}{0\lambda,0} + \frac{\frac{1}{(12)}}{07} + \frac{\frac{1}{(12)}}{17} + \frac{\frac{1}{(12)}}{17} + \frac{\frac{1}{(12)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} = \frac{1}{(12,0-)}$$

$$\frac{\frac{1}{(12,0-)}}{0\lambda,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} = \frac{1}{(12,0-)}$$

$$\frac{\frac{1}{(12,0-)}}{0\lambda,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} = \frac{1}{(12,0-)}$$

$$\frac{\frac{1}{(12,0-)}}{0\lambda,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} = \frac{1}{(12,0-)}$$

$$\frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} + \frac{\frac{1}{(12,0-)}}{29,0} = \frac{1}{(12,0-)}$$

$$\frac{1}{(12,0-)} + \frac{1}{(12,0-)} + \frac{1}{(12,0-)}$$

$$\frac{1}{(12,0-)} + \frac{$$

£0, 19 = 0, 10 + V, V1 + ., . 1+7, £1+ YT, 1 £+Y, 9V =

مثال (۱۱–۱۱)

إحسب كا للاستجابات الناتجة عن سؤال في الاتجاهات لمجموعة من الطلاب والطالبات والموضحة تكرارات استجاباتهم بالجدول التالي:

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٤٠	70	٧.	ذكور
70	۲.	٣.	إناث

الحسسل

المجموع	غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
170	٤٠	70	٧.	ذكور
٧٥	40	7.	٣.	إناث
71.	70	٤٥	١	المجموع

التكرارات المتوقعة للذكور:

التكوارات المقرامة للإلماث

(موافسق) الني، = ٨٤٠، × ٧٥ = ٢٦ رلا أدرى لاي - ١٠,٧٠ = ٥٠,٥١ (لا أدرى) (غیر موافق) لئق ۲ = ۲۱، × ۲۵ × ۲۳,۲۳ والجدول التالي يين التكراوات المشاهدة والتكراراءته الستوتمة

THE PERSON NAMED IN COLUMN TWO IS NOT THE OWNER.	With the property of the state		المحروب والمحروب
غبر موافق	لا أدرى	مواعق	ma management management
21,10	۵۳,۸۲	18,37	المتوقع
٤٠	70	٧.	
77,70	10,00	*1	ذكور المشاهد
10	7.	۳,	المتوقع
		1 •	إناث المشاهد

$$\frac{r}{(\xi 1, \Lambda \circ - \xi \cdot)} + \frac{r}{(\tau \Lambda, \pi \circ - \tau \circ)} + \frac{r}{(\tau \xi, \Lambda - V \cdot)} = r S$$

$$\frac{r}{(\tau \tau, \tau \circ - \tau \circ)} + \frac{r}{(\tau \circ, \tau \circ - \tau \circ)} + \frac{r}{(\tau \tau, \tau \circ - \tau \circ)} + \frac{r}{(\tau \circ, \tau \circ)} = \frac{r}{(\tau \circ, \tau \circ)} + \frac{r}{(\tau$$

مثال (۱۱-۱۱)

إحسب كا للفروق بين التكرارات للإجابة عن سؤال في استفتاء لثلاثة مجموعات من الشباب الجامعي عن الميل نحو الزواج من الفتاة الجامعية كانت استجباتهم كما هو مبين في جدول التوزيع التكراري التالي:

لا أميل	لا أدرى	أميل	المجموعة / الميل
٥.	۲.	٨٠	المجموعة الأولى
07	17	٧٨	المجموعة الثانية
11	٦٤	٤٢	المجموعة الثالثة

الحسسل

مد جدول التكرارات المشاهدة ومرسوع كل صف وعمود كما يلي:

ي جدول الرزيع التكواري التالي:

المجموع	لا أميل	لا أدرى	أميل	المجموعة / الميل
10.	٥.	۲.	٨٠	المجموعة الأولى
10.	٥٦	17	٧٨	المجموعة الثانية
10.	٤٤	٦٤	٤٢	السجموعة الثالثة
٤٥.	١٥.	١	۲	المجموع

نحسب نسبة تكرار كل استجابة:

$$\cdot, \xi \xi = \frac{\tau \cdot \cdot}{\xi_0} = (أميل) = \frac{\tau \cdot \cdot}{\xi_0}$$
 (۱) نسبة تكرار الاستجابة (أميل)

$$\cdot, \Upsilon\Upsilon = \frac{1\cdot\cdot}{100} = \frac{1\cdot\cdot}{1000}$$
 نسبة تكرار الأستجابة (لا أدرى)

نحسب التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلابا جدول التكرارات المئا وذلك بضرب نسبة تكرار كل استجابة في مجموع الصف المقابل لها فمدلا التكرار المتوقع للخلية الأولى (الدين يميليون في المجموعة الأولى) هو ١٥٠×،١٥٠ = ٦٦ وهكذا لمقية الاستجابات في الصفوف الثلاثة والجدول التالي يبين ناتج السباب التكرارات المتوقعة لاستجابات المجموعات الثلاثة من الطلاب.

ت المتوقعة	التكوارا	جدول
------------	----------	------

لا أميل	لا أدرى	أميل	المجموعة / الميل
٤٩,٥	77	17	المجموعة الأولى
٤٩,٥	**	20 00	المجموعة الثانية
٤٩,٥	77	77	المجموعة الثالثة

يحسب كالم للفروق بين التكرارت المختلفة

$$\frac{1}{\xi q, \circ} + \frac{1}{\gamma r} + \frac{1}{\gamma r} + \frac{1}{\gamma r} = \frac{1}{\zeta q} = \frac{1}{\zeta q} + \frac{1}{\zeta q, \circ} + \frac{1}{\gamma r} = \frac{1}{\zeta q} + \frac{1}{\zeta q, \circ} + \frac{1}{\gamma r} + \frac{1}{\gamma r} = \frac{1}{\zeta q, \circ} + \frac{1}{\gamma r} + \frac{1}{\gamma r} = \frac{1}{\zeta q, \circ} + \frac{1}{\zeta q, \circ} + \frac{1}{\gamma r} + \frac{1}{\zeta q, \circ} + \frac{1}{\gamma r} = \frac{1}{\zeta q, \circ} + \frac{1}{\gamma r} + \frac{1}{\gamma r} + \frac{1}{\gamma r} = \frac{1}{\zeta q, \circ} + \frac{1}{\gamma r} +$$

$$+ \circ, \lor \tau + \cdot, \lor \circ + \circ, \lor \tau + \tau, \lor \lor + \circ, \lor \tau + \tau, \lor \lor = 0$$

عقال (11-11) احسب كا أ الفووق بين التكراوات للبيانات الموضحة بالجدول الصالي:

of Charles the time with the Charles the C	الاأدي		
٩	17	{ {	555
Commission marketing with a state of the commission of the commiss		1 "	

In the second

CONT. CO. NO. LES CONTROLLES MICHIGAN AND PROPERTY AND PR	Manual Committee of the	-5 A Turki Service (M. P. 1998), in contrast on management		
المجموع	غير موافق	of y		Commence of the commence of th
70	٩		\$ \$)55°
To	The second secon	j.	*	إناش
\.	7.	۲.	Le .	C garmen II

جدول حساب التكوارات المشاهدة والتكوارات المتوقعة

大学 (14年 - 17年 - 18年 -	C Printed and the last state of the last state o		
غير موافق	لا أدرى	موانق	الجنس
٩	17	٤ ٤	ذكور
١٣	١٢	٣٩	
٧	٨	17	إناث
V	٧	71	

$$\frac{(17 - 9)}{(17 - 17)} + \frac{(17 - 17)}{(17 - 17)} + \frac{(17 - 17)}{(17$$

تمارين على الفُصل

(۱-۱۱) أجاب ۱۰۰ تلميذ على سؤال في استبيان وكان تكرار القبول ۷۰ وتكرار الرفض ۳۰ احسب باستخدام كا دلالة فروق هذا التكرار عند مستوى ه.۰۰.

(۱۱-۲) إحسب كا للالة الفرق بين استجابات ۱۲۰ تلميـذ على سؤال في مقياس للإتجاهات إذا كان تكرار استجابات موافق بشدة ۷۰ وموافق ۲۰ ولا أدرى ۱۰ وغير موافق ۱۰ وغير موافق مطلقا ٥ عند مستوى الدلالة ٢٠٫٠٠

(٢-١١) إحسب كما لجدول التكرارات التالي:

٩.	٦.
11.	١

وأوجد دلالة كـا الناتجة عن مستوى الدلالـة ٥,٠٥

(١١-٤) إحسب كا لله الله فروق النسب المرتبطة التالية:

٠.	٣.
٥٠	٧٠

(۱۱-ه) إذا كان لدينا استجابات مجموعتين من الطلاب والطالبات على مؤال في الميول العلمية والأدبية وكانت استجاباتهم كما موضح بالجدول التالي:

. غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٩	٨	١.	ذكور
77	70	17	إناث

إحسب قيمة كا".

المــــراجع

- (۱) إبر عيم وجيه محمود ومحمود عبد الحليم منسى (۱۹۸۳). بحوث نفسية المرابعة الإسكندرية: دار المعارف.
- (۱) السيد محمد خيرى (١٩٧٥). الإحصاء النفسي التربوي. الرياض: مطبوعات جامعة الرياض رقم (١٣).
- (٣) فؤاد البهى السيد (١٩٧٩). علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشرى القاهرة: دار الفكر العربي.
- (٤) محمد عبد السلام (١٩٦٠). القياس النفسي التربوي. القاهرة: مكتبة النهضة المصرية.
- (٥) محمود السيد أبو النيل (١٩٨٠). الإحصاء النفسي والإجتماعي. وبحوث ميدانية تطبيقية. القاهرة: مكتبة الخانجي.
- (٦) محمود عبد الحليم منسى (١٩٨٠). مقدمة في الإحصاء النفسي والتربوي. الإسكندرية: دار المعارف.
- (7) Chase, C.I. (1978). Measurement for Educational Evaluation. New York: Addison-Wesley Publishing Company.
- (8) Garrett H. (1966). Statistics in Psychology and Education England: Longman.
- (9) Hays W.L. (1974). Statistics in Psychology and Education England: Longman.
- (10) Kaplan, R.M. and Saccuzz, D.P. (1982). Psychological Testing: principles, Application, Issues. California: Books / Cole publishing Comany.

- (11) Kerlinger, F.N. (1965). Foundation of Behavioural Research New York: Reinhart and Winston.
- (12) Kerlinger, F.N. & pedhazur E.J. (1973). Multiple Regression in Behavioural Research. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- (13) Kurtz, A.K. and Mayo, S.T. (1979). Statistical Methos in Education and psychology. New York: Springer-Verlag.
- (14) Lewis, D.G. (1971). The Analysis of variance. England: Manchester University press.
- (15) Mann, H.B. and Whitney, D.R. (1947). On a Test of Whether one of Two Random variables in statistically larger than the other. Annual of Mathematical Statistics. vol 8 PP 52 54.
- (16) Siegel S. (1956). Nonparametric Statistics New York: McGram-Hill PP 30 30.



ملحـــق (١): الإرتفاعـات و المسّاخــات أسفــل المنحنى الاعتـــدالى

		- 1 11	- 1 11	الدرجة
الإرتفاع	المساحة	المساحة	المساحةمن	1
(ص)	الصغرى	الكبرى	المتوسط	المعيارية
٠,٣٩٨٩	.,0	.,٥	.,	• , • •
٠,٣٩٨٤	٠,٤٨٠١	.,0199	.,0199	٠,٠٥
٠,٣٩٧٠	٠,٤٦٠٢	.,0891	٠,٠٣٩٨	٠,١٠
., ٣9 20	٠,٤٤٠٤	٠,٥٥٩٦	٠,٠٥٩٦	٠,١٥
٠,٣٩١٠	٠,٤٢٠٧	.,0798	٠,٠٧٩٣	٠.٢٠
۰,۳۸٦٧	٠,٤٠١٣	٠,٥٩٨٧	٠,٠٩٨٧	٠,٢٥
٠,٣٨١٤	۰,۳۸۲۱	.,1179	.,1179	٠,٣٠
۰,۲۷۰۲	٠,٣٦٣٢	۰,٦٣٦٨	٠,١٣٦٨	٠,٣٥
٠,٣٦٨٢	.,٣٤٤٦	.,7701	.,1001	٠,٤٠
.,770	٤٢٦٢.	٠,٦٧٣٦	٠,١٧٣٦	٠,٤٥
., 5071	۰,۳۰۸٥	.,7910	.,1910	.,0.
٠,٣٤٢٩	.,1917	٠,٧٠٨٨	٠,٢٠٨٨	.,00
.,٣٣٢٢	٠,٢٧٤٣	., 7707	., 7707	٠,٦٠
٠,٣٢٣٠	., ۲0 ٧٨	.,٧٤٢٢	.,7877	٠,٦٥
۰,۳۱۲۳	٠,٧٥٨٠	٠,٢٥٨٠	۰,۲۰۸۰	٠,٧٠
۰;٣٠١١	٠,٢٢٦٦	٠,٧٧٣٤	٠,٢٧٣٤	۰,۷٥
٠,٢٨٢٩	٠,٢١١٩	۰,۷۸۸۱	٠,١٨٨١	۰٫۸۰
٠,٢٧٨٠	.,1977	۰,٣٠٢٢	٠,٣٠٢٣	۰,۸۰
٠,٢٦٦١	٠,١٨٤١	۰,۸۱۵۹	.,٣١٥٩	٠,٩.
1307,	٠,١٧١١	۰,۸۲۹۸	۰٫۳۲۸۹	٠,٩٥
., 7 2 7 .	.,101	٠,٨٤٢٣	٠,٣٤١٣	١,٠٠
., ۲۲99	۰٫۸۵۳۱	., ٣0٣١	., 5051	١,٠٥

	الترابية الأراب بالرجيب والمالة برجيرات		والمتحدثات أوالياب والمجارعة	
., ۲۱۷۹	.,1808	۰,۸٦٥٣	٠,٣٦٤٣	١,١٠
٠,٢٠٥٩	.,1701	٠,٨٨٤٩	٠,٣٧٤٩	1,10
٠,١٩٤٢	.,1101	٠,٨٧٤٩	٠,٣٨٤٩	١,٢٠
٠,١٨٢٦	.,١.٥٦	٠,٨٩٤٤	.,٣9 ٤ ٤	1,70
٠,١٧١٤	٠,٠٩٦٨	٠,٩٠٣٣	٠,٤٠٣٢	١,٣٠
٠,١٦٠٤	٠,٠٨٨٥	.,9110	٠,٤١١٥	1,00
.,1897	٠,٠٨٠٨	٠,٩١٩٢	٠,٤١٩٢	١,٤٠
٠,١٣٩٤	.,. ٧٥٣	٠,٩٢٦٥	٠,٤٢٦٥	1, 20
٠,١٢٩٥	٠,٠٦٦٨	٠,٩٣٣٢	٠,٤٣٣٢	١,٥٠
.,17	٠,٠٦٠٦	٠,٩٣٩٤	., ٤٣٩٤	١,٥٥
٠,١١٠٩	٠,٠٥٤٨	.,9207	1,2207	١,٦٠
.,1.78	٠,٠٤٩٥	.,90.0	., 80.0	١,٦٥
٠,٠٩٤٠	٠,٠٤٤٦	٠,٩٥٥٤	٠,٤٥٥٤	١,٧٠
۰٫۰۸٦٣	٠,٠٤٠١	.,9099	., 2099	١,٧٥
٠,٠٧٩٠	٠,٠٣٥٩	٠,٩٦٤٠	., ٤٦٤١	١,٨٠
٠,٠٧٢١	٠,٠٣٢٢	۰,٩٦٧٨	٠,٤٦٧٨	١,٨٥
٠,٠٦٥٦	٠,٠٢٨٧	٠,٩٧١٣	٠,٤٧١٣	١,٩٠
٠,٠٥٩٦	٠,٠٢٥٦	٠,٩٧٤٤	٠,٤٧٤٤	1,90
٠,٠٥٤٠	٠,٠٢٢٨	۰,۹۷۷۲	., ٤٧٧٢	١,٢٠٠
٠,٠٤٨٨	٠,٠٢٠٢	.,9791	٠,٤٧٩٨	۲,٠٥
٠,٠٤٤٠	٠,٠١٧٩	.,911	., 1 1 1	۲,۱۰
٠,٠٣٩٥	٠,٠١٥٨	.,9187	., £ \$ £ \$	7,10
.,.700	٠,٠١٢٩	٠,٩٨٦١	٠,٤٨٦١	۲,۲.
٠,٠٣١٧	.,.177	۰,۹۸۷۸	٠,٤٨٧٨	7,70

				Marine Marine
٠,٠٢٨٣	٠,٠١٠٧	٠,٩٨٩٣	٠,٤٨٩٣	۲,٣٠
.,. ٢٥٢	٠,٠٠٩٤	.99.7	٠, ٤٩٠٦	۲,۳٥
٠,٠٢٢٤	٠,٠٠٨٢	٠,٩٩١٨	٠,٤٩١٨	۲,٤٠
٠,٠١٩٨	• •,•• ٧١	٠,٩٩٢٩	., १ 9 7 9	۲,٤٥
٠,٠١٧٥	٠,٠٠٦٢	٠,٩٩٣٨	٠,٤٩٣٨	7,0.
٠,٠١٥٤	٠,٠٠٥٤	٠,٩٩٤٦	., ६९६٦	7,00
٠,٠١٣٦	٠,٠٠٤٧	.,990٣	٠,٤٩٥٣	۲,٦٠
٠,٠١١٩	٠,٠٠٤٠	٠,٩٩٦٠	٠,٤٩٦٠	۲,٦٠
٠,٠١٠٤	٠,٠٠٣٥	٠,٩٩٦٥	٠,٤٩٦٥	۲,٧٠
۰,۰۰۷۹	٠,٠٠٢٦	٠,٩٩٧٤	٠,٤٩٧٤	۲,۸٥
٠,٠٠٦٠	٠,٠٠١٩	٠,٩٩٨١	٠,٤٩٨١	۲,9.
٠,٠٠٤٤	٠,٠٠١٣٥	٠,٩٩٨٦٥	٥٢٨٩٤,٠	٣,٠.
۰٫۰۰۳۳	٠,٠٠٠٩٧	٠,٩٩٩٠٣	٠,٤٩٩٠٣	٣,١٠
٠,٠٠٢٤	٠,٠٠٠٦٩	٠,٩٩٩٣١	٠,٤٩٩٣١	٣,٢.
٠,٠٠١٢	٠,٠٠٠٣٤	٠,٩٩٩٦٦	٠,٤٩٩٦٦	٣, ٤٠
٠,٠٠٠	۰٫۰۰٬۰۱٦	•,99918	., £991 £	٣,٦٠
۰٫۰۰۰۳	٠,٠٠٠٧	٠,٩٩٩٩٣	٠,٤٩٩٩٣	٣,٨٠
٠,٠٠٠	٠,٠٠٠٣١٧	•,99997/	٠,٤٩٩٩٦٨٣	٤,٠٠
.,	٠,٠٠٠٠٣٤	•, 9999977	., १९९९९२	٤,٥٠
٠,٠٠٠٠١	١ ٠,٠٠٠٠٣	·, 999999V	., १९९९९९	٥,٠٠
٠,٠٠٠٠٠٠	.,	., 99999999	., १९९९९९	٦,٠٠

ملحـــق (٢): الدلالة الإحصائية لمعامل الإرتباط

٠,٠١	٠,٠٥	درجات الحرية	۰,۰۱	٠,٠٥	درجات الحرية
٠,٤٩٦	٠,٣٨٨	7 2	١,٠٠٠	٠,٩٩٧	\
٠,٤٨٧	۰,۳۸۱	70	٠,٩٩٠	٠,٩٥٠	۲
٠,٤٧٨	٠,٣٧٤	*7	٠,٩٥٩	٠,٨٧٨	٣
٠,٤٧٠	۰,۳٦٧	**	٠,٩١٧	٠,٨١١	٤
٠,٤٦٣	٠,٣٦١	۲۸	٠,٨٧٤	٠,٧٥٤	٥
٠,٤٥٦	.,٣00	49	٠,٨٣٤	٠,٧٠٧	٦
٠,٤٤٩	٠,٣٤٩	٣.	٠,٧٩٨	٠,٦٦٦	٧
٠,٤١٨	٠,٣٢٥	٣٥	۰,۷٦٥	٠,٦٣٢	٨
.,٣٩٣	۰,۳۰٤	٤٠	۰,۷۳٥	٠,٦٠٢	٩
٠,٣٧٢	۰,۲۸۸	10	٠,٨٠٧	۰,٥٧٦	١.
٠,٣٥٤	۰,۲۷۳	٥.	٠,٦٨٤	٠,٥٥٣	11
٠,٣٢٥	٠,٢٥٠	٦.	٠,٦٦١	۰,٥٣٢	١٢
٠,٣٠٢	٠,٢٣٢	Υ·	٠,٦٤١	٠,٥٠٤	١٣
٠,٢٨٣	٠,٢١٧	۸۰	٠,٦٢٣	٠,٤٩٧	١٤
٠,٢٦٧	٠,٢٠٥	٩.	٠,٦٠٦	٠,٤٨٢	10
., ٢0 ٤	٠,١٩٥	١	٠,٥٩٠	٠,٤٦٨	17
٠,٢٢٨	٠,١٧٤	170	٠,٥٧٥	٠,٤٥٦	. 17
٠,٢٠٨	٠,١٥٩	١٥.	٠,٥٦١	1,222	١٨
٠,١٨١	٠,١٣٨	۲.,	٠,٥٤٩	٠,٤٣٢	19
٠,١٤٨	٠,١١٢	٣٠.	٠,٥٢٧	٠,٤٢٣	۲.
٠,١٢٨	٠,٠٩٨	٤٠٠	٠,٥٢٦	٠,٤١٣	71
.,110	٠,٠٨٨	٥.,	.,010	٠,٤٠٤	77
٠,٠٨١	٠,٠٦٢	١	٠,٥٠٥	٠,٢٩٦	77

ملحــــق (٣) جمدُول قَيمة (ف) المقابَلة لدَرجَسات الحرَية المختلفَة

43						نا درج	ات الحريــ	ة				
ساده شوارد بيس	1	۲	۲	í	c	1	٧	٨	4	١. ا	11	11
١	111	٧	717	444.	171	441	444	779	761	727	717	711
en - Canadan - 10 to	1,.07	1,999	0,1.7	6,370	6,471	0,409	0.444	0,941	7,.44	1,.01	7	. 1 - 3
*	14,61	14,	14,54	14,40	19,4.	14,41	14,44	14,44	19,74	19,44		4,11
	48,14	44,+1	44,14	97,70	44,4.	45,44	44,76	44,77	44,44			14,64
۳	1.17	4,00	4,44	4,14	9,.1	4,91	۸,۸۸	۸,۸٤	۸,۸۱	۸,٧٨	۸,۷٦	A,Y£
	7117	4.41	79,87	44,41	44,44	44.41	77,77	74,19	44,48	14:17	77,17	TV. + 0
	4,41	5,41	۲,۵۹	5,84	7,97	4,54	4,.4	7,+1	۲,۰۰	0,44	0,98	0,41
	41.4.	14,44	17,59	10,44	16,07	10,71	11,44	16,4.	14,77	11,01	11,10	14,47
	1,11	۰,٧٦	0,11	0,11	0,10	1,40	£,AA	1,77	1,74	1.71	1,7.	4,34
	17,77	14,44	17 7	11,49	1.,47	1.,14	1.,50	1.,47	1.,10	1.,	1,17	4,44
Ι,	0,44	0,11	1,77	1,07	1,79	£,TA	1,71	1,1.	1,17	17	1,.7	1,
1 '	17,74	1.,47	1,44	4,10	۸,۷۰	A,£Y	۸,۲٦	۸,۱۰	Y,4A	٧,٨٧	V, V4	٧,٧٢
T v	4,04	1,71	1,70	1,17	7,97	7,44	F.V4	7,77	7,34	7,37	7.7.	T.0Y
3	14,44	4,00	A, 10	٧,٨٥	V,31	V,14	\\ \v	7,46	7,71	7,77		1,44

ملحق (٣) جدول قيمة (ف) لدرجات الحرية المختلفة (الأعمدة لدرجـات التبايــن الأكبــر) عنــد مستويــات الدلالــة ٥٠,٠ العمــود العلـوى في كل خانــة) و ٠,٠٠ (العــدد السفل في كل خانـــة).

تابع المحسق (٣) جمدول قيمة (ف) المقابَلة لدَرجَمات الحرية المختلفة

			T	-	Ţ							
7,74	7,71	7,71	7,74	7,55	7,0.	Y,OA	4,79	4,41	£,.V	13,3	0,77	<u> </u>
0,37	0,75	0.47	0,44	7,08	7,19	1,77	7,18	V. • 1	Y.09	+	 	٨
7,. V	7.1.	7.17	4.14	7,77	4,44	7,77	7.51	7,77	 	۸,٦٥	11,11	ļ
0,11	0,14	0,73	0.70	0,57	0,37	 	+	+	7,47	1,77	0,17	١,
7,41	7,98	7,47	77	 	 	0,4.	1,.1	7,57	7,44	۸,۰۲	10,07	
£, Y 1	<u> </u>	 	 	7,.4	7,16	7,77	7,77	7,11	7.71	1,1.	1,47	
	1,74	1,40	1,40	0,.3	0,71	0,79	0,76	0,44	1,00	V,03	1	1.
1,44	7,47	7,47	7,43	٧,٩٠	7,01	4,00	7,7.	7,77	7,09	7.94	1,41	
1,1.	1,17	•,•1	1,37	1,71	1,44	0,.4	0,41	0.77	7,77	V.Y.	 	11
7,93	7,77	1,73	۲,۸۰	4,40	7,47	7.41	7,11	7,77	7,59	 	4,10	
11,3	4,44	٤,٣٠	1,44	٤,٠.	6,30	£,AY	0.4	 		4,44	£,Vø	11
7,07	1,01	٧,٩.	7,70	٧,٧٠				0,61	0,09	7,44	4,44	
٣,٨٠					1,44	7,40	7,44	7,111	7,71	7,7 £	6,3+	
',^'	4,44	7,98	8,08	1,16-	1,74	6,63	1,39	0,.0	0,07	۲,01	۸,۸٦	11

تابع ملحـــق (٣) جـــــوَل قَيمة (ف) المَقَابَـلــة لــدَرجَـــات الحرّيــة المختلفَــة

						سنالأكب	التبسساي					
۲.		٥.,	۲.,	١	Y0	•.	٤٠	۲.	٧ (٧.	17	١1
·	701	401	761	107	107	101	101	46.	714	714	717	440
ì	1,711	3,731	7,707	1,445	7,771	3,7.7	1,171	7,751	7,772	٦,٢٠٨	1,179	1,117
*	14,01	19,00	19,69	14,15	19,69	19,84	14,44	14,17	14,10	14,11	14,187	14,27
,	99,00	44,01	99,69	49,29	44.84	99,19	44.64	44,14	44,64	44,60	44,66	44,54
*	۸,0٢	A,01	A,01	٨,٥٦	A,•¥	A, • A	۸,٩٠	۸,٦٢	٨,٦٤	۸,۹۹	A,79	1,41
,	77,17	**;11	77,14	44,44	13,77	17,70	11,11	17,01	**,*•	45,44	77,87	44,44
ť.	*,74	0,71	0,50	0,55	0,5%	6,7.	0,41	0,71	0,44	۵,۸۰	P,At	9,84
Ł	17,17	17,11	14,04	14,04	15,41	17,19	17,75	14,44	17,57	16.04	11,0	11,71
ø	1,77	1,47	1,71	1,1.	1,17	i,ii	1,19	1,00	1,07	1,07	1,7.	1,71
•	5,09	4,+1	5,.4	4,15	4,17	5,78	4,75	4,44	4,14	4,00	4,44	4,44
4	7,74	7,74	4,19	4,41	7.44	7,40	7,44	7,41	4,41	۲,۸۷	4,44	4.45
٦	۲,۸۸	٦,٩٠	7,41	1,44	٧,٠٩	V 4	V,11	Y, TY	٧,٧١	V.*4	Y.57	٧,٦٠
٧	7,17	7,71	7,75	4.47	7.79	7,41	7,71	7,44	4,11	Y,11	7,19	4.01
Y	37,6	0,77	o,v.	0,40	£,YA	34,6	0,9.	0,51	1,.4	1,10	7,17	1,10

تابع ملحـــق (٣) جــــــــق (ق) القَابَـلــة للاَرجَـــات الحرّيـــة المختلفَــة

_	*F*/##	To Manager and Control	***	7	T	7.18	٧,	Y,4A	4,64	7,41	7,97	٨
7,7	4.4.	4,10	7,17	7.4	7,.0	 	 	1.49	1,51	£,44	1,41	
7.0	*, \$ A	0,77	2, YA	0,4.	0,11	0,04	•,••	 	7,77	7,77	7,41	
-	Y.9A	7,98	4.4.	1,44	7,47	Y,A.	7,77	7,77	 	 	1,71	4
7,	†	 -	1,77	1,75	1,07	10,3	\$, € ●	6,51	1,41	1,77	 	
0,.	1,97	٤,٨٠	 	٧,٧.	7,77	7.71	7,7.	7,09	4.04	7,00	7,08	١.
۲,۸	7,47	1,77	7,74	 		8,19	1,.0	1.1	7,97	7,47	7.91	
1,3	1,07	1,11	1,77	1,70	1,17		٧,٥.	Y, £Y	7,10	7,57	4,61	11
7,7	7,7.	1,70	7,71	1,31	7.04	7.07		 	7,77	7,77	7,1.	• •
-	1,71	٤,١.	8,44	7.98	4,47	4,4.	4.4	۲,٧٠			۲,۲۰	
8,44		7.01	Y,	7,57	7,27	Y, £ .	7,73	7,70	7,77	7,71		17
7,7	7,1.			4,4.	7,71	7,01	7,64	7,57	7,81	7,74	4,44	
\$, •	7,44	7,43	4.44			7,76	7.71	4,14	7.17	7.12	7,17	17
۲,٤/	4,66	7,74	7,70	7,71	7,77			7.11-	77	4,.4	۲,۰۰	
۲,٧٠	7,37	4,01	4,24	7,72	7,77	7,71	Y,14					

تابع ملحــــق (٣) جــدُول قيمة (ف) المَقَابَـلـة لـدَرجَــات الحريـة المختلفَـة

10									10	درجــــــ	ات الحس	زيسسة
	`	۲	۲	1	٥	1	٧	٨	4	1.	11	11
١٧	1,10	7,04	۲,۲۰	7,44	1,41	۲,٧٠	77.7	7,00	۲,0٠	7,50	7,21	7,71
	۸,1 ۰	7,11	4,14	1,34	1,71	1,1.	1,47	1,44	1,74	٤,0٩	1,70	1,10
۲.	1,40	7,14	۲,۱۰	٧٨,٧	۲,۷۱	٧,١٠	7.07	7,10	7,6.	4,40	7,71	۸۲,۲
	۸,۱۰	٥٨,٥	1,41	1,17	٤,١٠	T, AY	7,71	7,09	7,10	7,77	٣,٣٠	7,77
7 £	1,17	7,4.	71	۲,۷۸	4,44	10,7	7,27	7,77	۲,۲۰	7,77	7,77	۲,۱۸
many or a combination	٧,٨٢	0,71	1,41	1,77	4,9.	7,77	4.0.	7,77	7,70	7,17	4,.4	٣,٠٣
۳.	1,14	7,77	7,97	7,74	7.07	7,57	۲,۳٤	7,77	7,71	Y,17	٧,١٢	4,.4
	٧,٥٦	0,49	1,61	1.01	1,.4	¥,Y•	4,4.	4,14	٧,٠٦	٧,٩٨	4,4.	¥,A£
<u>í</u> .	1,• 1	4,44	17,71	7,10	7,71	7,70	7,14	7,17	Y,.Y	Y, • £	٧,٠٠	
	٧,٣١	۵,۱۸	1,41	7,47	7,07	7,79	4,14	4,44	۲,۸۸	۲,۸۰	7,77	7,77
e .	1,.7	7,14	7,74	7.07	٠ ١, ٢	7,74	7,7.	7,17	1,.4	7,.4	1,44	1,40
	٧,١٧	٥,٠٦	1,7.	7,77	7,61	7,14	41	۲,۸۸	٧,٧٨	٧,٧٠	7,77	7,07
γ.	7,91	7,17	17,71	۲,۵۰	7,40	7,77	1,11	Y, . Y	7,.1	1,47	1,47	1,41
•	V, • 1	1,47	£,•A	7,7.	4,44	T,.Y	7,91	7,77	7,37	7.04	7,01	7,10

تابع ملحق (٣) جلكول قيمة (ف) المقابَلة للدَرجَات الحرّية المختلفَة

											_	•
1,80	1,44	1,41	1.44	7.07	٧,١.	7.19	7.7.	4.63	1.v.	T		· ·
1,75	7,27	1,01	7,09	4,41	7,99	۲.۳.	7.01	+	+	7,.9	7,41	١,,,
1,41	1,40	1,49	1,41	٧,	74		+	+	7,31	٤,٨٢	1,9.	<u> </u>
۲,۲۰	7,77	7,11		7.77	 -		7,77	7.17	7.34	7, 17	7,91	10.
1,4.	1,47	 	+	+	7.77	7.97	7.18	7,11	7,91	1,40	1,41	1 '":
· · · · · ·	+	1,44	1,41	1,44	1.00	7,1	7,77	7,51	7,70	7.18	7,41	
7,74	7,76	7, 1	۲,٥,	7,7.	7,77	7,4.	7,11	7.51	۲,۸۸	1,71	 	۲.,
	1,74	1,41	1,40	1,4.	1,97	7	7,17	7.79	 	+	1,41	
1,17	7,79	1,77	7,57	7,00	7,19	7,40		 	7,77	7,.7	7,41	٤٠.
1,41	1,4.	1,41	1,49	1,40	 	 	7,.4	7,74	7,47	1,77	1,7.	
۲,۲۰	7,79	7,71	 	 	77	۲,۱۰	7,77	7,71	7,71	7,	7,40	
1,40	 		7,57	7,70	7,77	7,47	4, + \$	7,71	۲,۸۰	1,77	3,33	1
	1,44	1,47	1,44	1,91	7,.1	4,.4	7,71	1,17	٧,٧.	7,99	7,45	
۲,۱۸	7,71	7,77	7,61	4,01	Y,71	۲,٧٠	77	7,77	۳,٧٨	1.7.	1,71	٠
					الأكب	ايسسن	التب	1		1 .,	.,	
	٧	۲	1	٧.	•.	i.	۳.	7 £	۲.	17	11	۲٥
	1,44	1,47	1,44	4,.4	۲,۰٤	۲,۰۸	7,11	Y,10	7,79	7.74		
7,40	4,44	۲,٧٠	7,71	4,44	7,47	7.97	۲,۰۰				7,77	14
						',''	',••	٧,٠٨	7,17	7,77	7,70	

تابع ملحسق (٣) جمدول قَيمة (ف) المقابَلة للدَرجَمات الحرية المختلفة

. 1	1,40	1,44	1.4.	1.91	1.57	1,44	۲,۰٤	٧.٠٨	1,11	7.14	7,17	٧.
	7,57	7.11	7.1V	7.07	7,07	7,79	7,77	1,47	7,41	7,.0	7,17	
	1,74	1,74	1,47	1.4.	1,41	1,41	1,84	1,41	1,44	7, . 4	4,14	Y t
Y.Y1	7,77	7,77	7,77	4,44	7,61	7,19	7,01	7,77	1,71	۴,۸۶	7,47	
1,47	1,76	1,77	1,74	1,47	1,77	1,74	14,1	1,44	1,44	1,44	٧,٠٤	۲.
۲,۰۱	7,08	Y,•Y	7,17	7,17	7,71	7,79	۲,۳۸	7,£Y	7,00	7,34	1,71	Angelland Co. Co. Co.
1,01	1.07	1,00	1,04	1,71	1,77	1,41	1,41	1,44	1,81	1,4.	1,40	1.
1,14	1,71	١٨٨	1,44	1,44	۲,۰0	٧,١١	7,7.	4,44	1,77	4,14	7.07	
1,11	1,67	1,44	1,04	1,00	1,07	1,1.	1,47	1,44	1,74	1,40	7,4.	۵.
1.14	1,41	1,77	1,47	1,43	1,41	٧,	۲,۱۰	7,14	7,77	4,44	1,17	
1,70	1,77	1,5.	1,10	1,14	1,07	1,01	1,57	1,17	1,77	1,44	1,41] _v .
1,08	1,07	1,77	1,19	1,74	1,47	1,44	1,44	¥,•¥	7,10	4,44	7,70	
1,74	-	1,71	1,49	1,57	1,41	1,01	1,04	1,17	1,34	1,40	1,74	١,,,
1,17				1,11	1,47	1,44	1,44	1,44	٧,٠٦	7,14	7,77	
1,44	1.40	+	1,78	1,77	1,66	1,14	1,01	1,04	1,75	1,41	1,77	
1,77	- -		1,01	1,07	1,77	1,47	1,44	1,91	٧,٠٠	7,17	۲,۳۰	

مناصحيق (٤) ١٤للة (ت) الطوفين وللطوف الواحد

THE PERSON NAMED IN	-	-	1 (() A) }	منی (۵) م	
•,•\	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠		دلالة الطرفير
1,	٠,٠١	.,. 10	٠,٠٥	احد	دلالة الطرف الو
77,77	۲۱,۸۲	17,71	7,71	١	And the second s
9,97	7,97	٤,٣٠	7,97	۲	
٥,٨٤	٤,٥٤	7,14	7,70	7	
٤,٦٠	7,10	۲,٧٨	7,17	٤	
٤,٠٣	7,77	7,07	۲,۰۲	٥	
7,71	٣,١٤	۲,٤٥	1,98	1	
7,0.	٣,٠٠	۲,۳٦	١,٨٩	٧	
٣,٣٦	٣,٩٠	7,71	۲۸,۱	٨	
7,70	۲,۷۲	۲,۲٦	١,٨٣	ું વ	
٣,١٧	۲,٧٦	7,77	١,,٨١	١.	
					درجات الحرية
٣,١١	7,77	۲,۲۰	١,٨٠	11	
۲,۰٥	۲,٦٨	۲,۱۸	١,٧٨	17	
٣,٠١	7,70	۲,۱٦	1, ٧٧	18	
۲,۹۸	7,77	7,12	١,٧٦	١٤	
7,90	۲,٦٠	7,17	1,40	١٥	
		}			
7,97	۲,01	7,17	۱,۷۰	١٦	
۲,٩٠	7,04	7,11	١,٧٤	١٧	
۲,۸۸	1,00	۲,۱.	١,٧٣	١٨	
۲,۸٦	۲,0٤	۲,٠٩	1,77	19	
۲,۸٥	7,07	۲,.9	1,77	۲.	

تابع ملحسق (٣) جلول قَيمة (ف) اللقَابَلة للاَرجَسات الحريبة المختلفة

											and the same of the same	REY TO SERVE
1,14	1,77	1,77	1,44	1,70	1,17	1,10	1,01	1,04	1,77	1,79	1,71	۲
۱,۲۸	1,77	1,44	1,84	1,07	1,77	1,74	1,74	١,٨٨	1,47	٧,٠٩	7,77	
1,17	1,11	1,77	1,74	1,44	1,44	1,27	1,64	1,01	1,4+	1,78	1,71	14.
1,14	1,71	1,41	1,17	1,64	1,04	1,71	1,71	1,41	1,97	4, . 1	7,17	
١,٠٨	1,17	1,14	1,77	1,7.	1,47	1.47	1,17	1,07	1,01	1.70	1, v.	1
1,11	1,19	1,74	1,74	1,11	1,0.	1,71	1,41	1,41	1,44	٧,٠١	¥,+6	
1,1	1,11	1,14	1,75	1,74	1,40	1,5.	1,61	1,61	1,04	1,75	1,74	
1,	1,10	1,70	1,47	1,11	1,01	1,09	1,74	1,44	1.44	1,44	Y,.Y	

تابع ملحــــق (٤) دلالة (ت) للطوفين وللطوف الواحد

	T		7		G
٠,٠١	٠,٠٢	۰,۰۵	٠,١٠	٠	دلالة الطرفيز
٠,٠٠٥	٠,٠١	.,. ۲0	٠,٠٥	احد	دلالة الطرف الو
٣,٨٣	7,07	۲,۰۸	1,77	71	
7,87	7,01	۲,۰۷	١,٧٢	77	
۲,۸۱	۲,٥٠	۲,۰۷	١,٧١	77	
7,79	۲,٤٩	۲,٠٦	١,٧١	70	
		,			
۲,۷۸	۲,٤٨	۲,٠٦	١,٧١	77	
۲,۷۷	۲,٤٧	۲,۰٥	١,٧٠	**	
۲,۷٦	۲,٤٧	7,00	١,٧٠	۲۸	
۲,۷٦	۲,٤٦	۲,۰٥	١,٧٠	49	
۲,۷۵	۲,٤٦	۲,۰٤	١,٧٠	٣.	درجات الحرية
		,			
۲,۷٤	7,20	۲,۰٤	١,٧٠	٣١	
۲,۷٤	7,20	۲,۰٤	1,79	77	
۲,۷۳	۲, ٤٤	۲,۰۳	1,79	٣٣	
۲,۷۳	۲, ٤٤	۲,۰۳	1,79	٣٤	
۲,۷۲	۲, ٤٤	۲,۰۳	१,७९	40	
۲,۷۲	۲,٤٣	۲,۰۳	1,79	٣٦	
7,77	۲,٤٣	۲,۰۳	1,79	44	
7,71	۲,٤٣	۲,٠٢	١,٦٩	۲۸	
7,71	7,27	۲,۰۲	١,٦٨	44	
۲,٧٠	۲,٤٢	۲,۰۲	1,78	٤.	

تابع ملحق (٤) دلالة (ت) للطرفين وللطرف الواحمد

٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠		دلالة الطرفيز
٠,٠٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	احد	دلالة الطرف الو
۲,٦٨	۲, ٤٠	۲,۰۱	١,٦٨	٥.	
۲,٦٦	۲,۳۹	۲,۰۰	1,77	٦.	
۲,٦٥	۲,۳۸	١,٩٩	١,٦٧	٧.	
7,75	۲,۳۷	1,99	١,٦٦	۸۰	
7,77	۲,۳۷	1,99	1,77	٩.	
					درجات الحرية
7,77	7,77	1,91	1,77	1	
۲,٦،	۲,۳٥	1,97	1,70	۲.,	
7,09	۲,۳٤	1,97	1,70	۲	
7,09	7,72	1,97	1,70	٤.,	
7,09	7,77	1,97	1,70	٥,,	

ملحق (٥): جَدَول قيم كا ۚ المقابلة لِنسب الاحتمالات المختلفَة

	T	T		-	E-27 - Water-American	
·, V·	٠,٨٠	٠,٩.	٠,٩٥	٠,٩٨	٠,٩٩	د ح
1,111	1.,.757	.,.101	.,. ٣٦٣	٠,٠٠٠٦٨	.,	
.,٧١٣	1,887	٠,٢١١	.,1.4	٠,،٤٠٤	٠,٠٢٠١	7
1,878	1,10	٠,٥٨٤	1,507	٠,١٥٨	.,110	7
1,190	1,789	1,.78	٠,٧١١	٠,٤٢٩	۰,۲۹۷	<u> </u>
۲,	7,727	1,71.	1,120	.,٧0٢	٠,٥٥٤	c
4,414	r,.v.	7,7.8	1,750	1,172	۰٫۸۷۲	٦
٤,٦٧١	٢,٨٢٢	7,177	1,177	1,97{	1,759	٧
0,014	Y,09:	٣, ٤٩.	1,471	1,.71	1,727	٨
7,798	0,71.	٤,١٦٨	7,770	7,077	۲,۰۸۸	٩
7,777	7,179	٤,٨٦٥	۲,91.	7,.09	۲,٥٨٨	١.
۸,۱٤٨	7,919	0,074	٤,٥٧٥	1,1.9	٣,٠٥٢	11
9,.78	٧,٨٠٧	7,4.8	0,417	1,174	Y,0Y1	11
9,917	٨,٦٤٣	7, • 28	٥,٨٩٢	٤,٧٦٥	٤,١٠٧	18
1.,411	9,577	٧,٧٩٠	7,041	۸۶۳۸	٤,٦٦٠	١٤
11,771	1.,4.4	٧,٥٤٧	٧,٣٦١	0,9,0	0,779	10
17,772	11,101	9,717	٧,٩٦٢	7,715	٥,٨١٢	17
17,07.	17,	9,.10	۸,٦٧٢	V, Y00	٦,٤٠٨	17
11,22.	17,000	۱۰,۸٦٥	9,89.	٧,٩٠٩	٧,٠١٥	1,
10,707	18,719	11,701	1.,117	۸,۵٦٧	٧,٦٣٣	19
17,777	18,041	17,227	1.,101	9,777	۸,۲٦٠	۲.

تابع ملحق (٥) جدول قيم كا المقابلة لنسب الاحتمالات المختلفة

Γ	٠,٧٠	۰٫۸۰	٠,٩٠	٠,٩٥	٠,٩٨	٠,٩٩	د ح	
ľ	۱۷,۱۸۲	10,220	17,78.	11,091	٧,١٩٥	۸,۸۹۷	41	
T	۱۸,۱۰۱	17,718	12, . 21	۱۲,۳۳۸	1.,7	9,027	77	
	۱۸,۰۲۱	17,147	11,818	18,.91	11,798	1 • , 1 9 %	77	
I	19,988	۱۸,۰٦٢	10,709	۱۳,۸٤٨	11,997	۱۰,۸٥٦	7 2	
	۲۰,۸٦٧	١٨,٩٤٠	17,27	18,711	17,797	11,071	70	
discovered to	T1,V9T	۱۹,۸۲۰	14,797	10,879	18, 2 . 9	17,191	۲٦	
	TT,V19	۲٠,٧٠٣	14,118	17,101	12,170	۱۳,۸۷۹	77	
I	77,71	71,011	11,989	17,971	11,41	17,070	7.7	
	78,077	77,240	19,771	۱۷,۷۰۸	10,048	18,707	79	
	۲۵,0·۸	77,778	7.,099	11,295	17,7.7	12,790	۲.	

تابع ملحق (٥) جدول قيم كا ألمقابلة لنسب الاحتمالات المختلفة

٠,٠١	٠,٢٠	٠,٥٠	٠,١٠	٠,٢٠	٠,٣٠	٠,٥٠	د ح
7,780	0,817	٣,٨٤١	۲,۷۰٦	1,788	1,. 71	٠,٤٥٥	١
9,71.	٧,٨٢٤	۵,951	٤,١٠٥	7,719	۲,٤٠٨	١,٨٣٦	۲
11,720	9,150	۷,۸۷۵	7,701	1,717	٣,٦٦٥	7,777	٣
17,777	11,778	٩,٤٨٨	٧,٧٧٩	०,९८९	٤,٨٧٨	r, rov	٤
10,.17	17,711	11,.٧.	9,771	٧,٢٨٩	٦,٠٦٤	٤,٣٥١	o
17,788	10,.27	17,097	1.,750	۸,00۸	٧,٢٣١	۰,٣٤٨	٦
11,270	17,777	18,077	17,007	٩,٨٠٣	ለ,ፕለፕ	٦,٣٤٦	٧
10,090	۱۸,۱٦۸	10,0.4	14,477	11,	٥٢٤'٩	٧,٣٤٤	٨
11,777	19,779	17,919	12,712	17,727	10,708	٨,٣٤٣	٩
78,7.9	71,171	۱۸,۳۰۷	10,988	14,227	11,741	9,727	١.
72,770	27,111	19,740	17,770	18,781	17,899	١٠,٣٤١	11
77,710	71,00	۲۱,۰٤٦	11,089	10,817	11,.11	11,7%.	١٢
۲۷,٦٠٨	10,211	77,77	19,817	17,910	10,119	17,78.	١٣
79,181	77,875	۲۲,٦٨٥	۲۱,٠٦٤	14,101	17,777	17,779	١٤
T.,0VA	۲۸,۲۵۹	7 2 , 9 9 7	77,7.4	19,711	17,777	18,779	10
27,	19,777	17,197	77,087	۲۰,٤٦٥	۱۸,٤۱۸	10,777	17
27, 2.9	٣٠,٩٩٥	TY,0AY	71,779	11,710	19,011	17,77	۱۷
78,1.0	27,727	71,17	70,919	77,77	۲۰,7۰۱	۱۷,۲۲۸	١٨
77,191	22,784	۲۰,۰ ٤٤	TV, T · £	77,9	71,719	۱۸,۳۳۸	۱۹
27,077	70,.7.	21,81.	71,217	78,.78	77,770	19,777	۲.

تابع ملحق (٥) جَدُول قبم كا ٢ المقابلة لنسب الاحتمالات المختلفَة

٠,٠١	٠,٢٠	٠,٥٠	٠,١٠	٠,٢٠	۰٫۳۰	٠,٥٠	د ح
TV,077							71
۲۸,۹۳۲					L	l'	
						۲۱,۳۳۷	
						77,77	
0 { { }, \mathred{\gamma}				1	1	I .	1 1
L						10,77	1
					1	177,77	1
					1	177,77	1
<u></u>					-1	1 77,77	ŧ
					1	. 79,77	7

ملحـــق (٦) الدلالة الإحصَائيَّة لإخبـــار (ي) عنــد مستــوى ٥,٠٥ للطـرفينُ

		_	-													• •			
۲.	19	14	۱۷	17	10	18	17	11	11	١.	1		V	T	T.	Τ,	T+	Y	r
٤A	10	13	44	TY	71	71	TA	77	14	٧.	1,	10	1,,	1.	V	+	-	 	
		EA	10	1	79	71	**	79	73	-	+	+-	+	 	<u> </u>	+-	1	مفو	19
77	†	 	+	+	┼	 ``	 ```	 ' ' '	 ' '	77	7.	17	18	111	^	•	٣	مغر	١.
	<u> </u>	••	•1	1 EV	11	1.	44	77	۳.	**	11	19	11	18	•	1	+	مفر	11
11	10	71	•٧	•	19	10	13	TV	**	44	77	77	114	14	11	V	1	-	
٧٦	٧٢	14	17	09	01	٥.	10	11	TV	77	YA	7 1	١.	13	11	+	-	\	17
44	YA	YE	14	11	09			10	1.	77	┼	-	┼	├	┼	^	1	<u>'</u>	14
۹.	٨٥	۸٠	1	 	├—	├			ļ	1,	71	77	77	14	14	1	•	١	11
	^·-	۱ ٠٠	V.	٧.	78	94	01	19	11	79	71	14	7 2	11	11	1.		,	10
44	47	۸٦	۸١	Y.	٧.	16	•9	•4	٤٧	£Y	TY	71	73	71	10	11	-		
	44	44	AY	۸٠	٧0	14	77	•٧	•1	10	44	71	7.4	ļ					17
114	1.7	99	98	1	 	-		-		-		' •	''	**	17	11	٦	*	14
				٨٥	۸٠	٧٤	17	31	••	£A	17	77	7.	71	14	17	v	٧.	1.4
110	117	1.7	99	44	۸۵	٧٨	44	٦٥	٨٠	70	٤٥	71	44	40	19	18	v	,	11
14	119	117	1.0	47	٠	٨٢	٧٦	79	77	••	٤A	٤١	71	77	٧.	18	,		۲.

ملحسسى (٦) جدول للدلالة الإحصائية لقيم حافى إختبار ولكوكسون عنــد مستوى ٥٥,٠٥ دلالة طرفيـن

حہ	ن		ن	حر	ن
44	۲.	17	۱۳	١	7
٥٩	11	۲١	١٤	۲	٧
77	77	70	10	٤	٨
٧٣	77	٣.	١٦	٦	٩
۸۱	7 2	70	۱۷	٨	١.
٩.	70	٤٠	١٨	11	11
		٤٦	١٩	11	17

فهرس المحتويات

صفحة	الموضـــوع
4	مقدمة.
٥	الفصل الأول
٧	- أهمية الإحصاء الوصفي في البحوث النفسية والتربوية.
4	 العينات البحث النفسى والتربوى.
14	الفصل الثاني
14	 التوزيعات التكرارية .
٣٣	 التوزيع المتجمع لفئات الدرجات.
44	تمارين على الفصل الثاني.
£ ٣	الفصل الثالث
10	– مقاييس النزعة المركزية .
٤٥	 المتوسط الحسابي -
٥٦	 المتوسط الوزنى.
• ٧	 خواص المتوسط الحسابي .
٥٨	– الوسيط.
٦٨	- خواص الوسيط.
٦٨	<i>– المنوال .</i>
V1	– خواص المنوال.
٧٨	– تمارين على الفصل الثالث.
۸۱	الفصل الرابع
۸۳	– مقاييس التباين (التشتت) .
٨٤	– ا ن مدى.
٨٥	 الإنحراف عن المتوسط.
44	- الإنحراف الربيعي (الأرباعي)

9.4	- الإنحراف المعياري.
١٠١	- خواص الإنحراف المعياري.
1 • ٢	– التبياين .
١٠٣	– معامل الإختلاف.
1.0	– المئينيات.
	- استخدام مقاييس التباين في الدراسات النفسية والتربوية
11.	والإجتماعية.
11.	– أولاً: استخدامات المدى المطلق.
111	 ثانياً: استخدامات الإنحراف الربيعى.
111	 ثالثاً: استخدامات الإنحراف عن المتوسط.
111	 - رابعاً: استخدامات الإنحراف المعيارى.
117	- تمارين على الفصل الرابع.
114	الغصل الخامس
111	- المعايير الاحصائية السيكولوجية للتويعا التكرارية.
177	– التوزيع الإعتدالي وخصائصه.
177	 المنحنى الإعتدالي المعياري.
171	- خصائص المنحنى الإعتدالي.
170	- الألتـــواء.
145	 المعايير النفسية للتوزيعات التكرارية.
174	أولاً: معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية.
1 £ Y	- ثانياً: معايير تعتمد على التوزيع التكراري الإعتدالي.
1 £ £	تمارين على الفصل الخامس.
160	القصل السادس
1 £ V	- أولاً: الارتباط الخطى.
170	- ثانياً: الارتباط الجزئي.
44/4	- ثالثاً: الارتباط المتعدد.

141	- رابعاً: الارتباط الثنائي.
114	- خامساً: تطبيقات تربوية على معامل الارتباط
140	ر الفصل السابع
144	- تحليل الأنحدار.
144	– الانحدار المتعدد الخطوات ·
4.7	- تمارين على الفصل السابع ·
***	القصل الثامن القصل الثامن
7 • 9	– تحلى التباين.
717	- الشروط الأساسية لأستخدام تحليل النباين. - الشروط الأساسية لأستخدام تحليل النباين.
1	- أولاً: تحليل التباين لمجموعتين.
*11	- ثانياً: تحليل التباين لثلاث مجموعات أو أكثر.
740	- تحليل التباين الثنائي . - تحليل التباين الثنائي .
710	- تمارين على الفصل الثامن. -
Y £ V	يق ق الفصل التاسع
7 £ 9	- اختبارات الدلالة الأحصائية.
701	- النسبة الحرجة .
404	- اختبار للفروق بين المتوسطات .
401	- اختبار فروض البحث العلمي.
475	- تمارين على الفصل التاسع.
440	القصل العاشر
777	- اختبار كا٢ لدلالة الفرق بين التكرارات
7.7	- تمارين على الفصل العاشر.

